# عامها والمحالي

دكتورعيًّا شميح مود عُوض ابتأ دعلم النفس كلية الآداب مامة الإسكندية

دارالعفى البيامعين ٤٠ صوفيد الأواريطة - ١٦٣٠١٦٥ ٢٨٧ ش تغالوالسوس الشكلي - ت ١٦٤١٤٦٥



علم الفي الاجمالي

# عام المعالية

دكبورُعَبُّاسِ مُحَمُودُعُوض اشاذعلمالنفس كلية الآداب مامنة الإسكندية

1999

دارالمعضى البيامعين ٤٠ ش سونيد الأزامطة -: ٢٨٣٠١٦٢ ٢٨٧ ش تنال الديس الثاني -: ٢٨٣١٥٢٥

المَّايُوقَ الصَّايِرُونَ الْجُرَهُمْ يِغَيْرِ حِسَابِ مَدُوتَ الله العَظيْم



الأبحاث العلمية ليست صيغاً بلاغية انشائية ، إنما هي أسلوب علمي . بالأرقام . ولهذه الأرقام دلالتها ومعناها ، لذا ، فقد أخذت الأبحاث التجريبية الاحصاء وسيلة لها تدعمها وتجرد نتائجها فلا تجعلها تتيه في لغة الانشاء ، وبذا يتمكن الباحث من عرض نتائجه في وضوح وتجرد مدعم .

وأبحاث علم النفس الحديث إنما هي أبحاث تجريبية ، تجمع بين التحليل الكمي والكيفي ، والتحليل الكمي وسيلته الأرقام ، والأرقام الخام لا معنى لها إنما هي تكتسب معناها من علاقاتها بعضها ببعض ومن محكات تفسرها ، لذلك ينبغي لمن يتصدى لعلم النفس اليوم دارساً له أو باحثاً فيه ، أن يؤهل لفهم أبحاثه وأساليبها ، ويصبح بعد ذلك أهلاً للتصدي .

والباحث في العلوم الانسانية يحتاج لفهم الاحصاء كلغة علمية ذات دلالة وأهمية، وليس معنى هذا أن يصبح هذا الباحث متخصصاً في الاحصاء، إنما كل ما يحتاج إليه هو أن يلم بهذه اللغة وأساليبها دون الدخول في أسسها الرياضية ومتاهاتها ومن ثم يقدر أن يتخير منها ما يعينه على القيام ببحثه العلمي التجريبي ذلك بعد فهم للأسس التكنيكية للبحث العلمي.

وإذا ما تفهم الباحث لغة الاحصاء وأساليبها ، استطاع استثمارها ، استثماراً جيداً .

والكتاب يستهدف تحقيق هذا الهدف واستجلائه على أن نوقر في وجداننا أن الاحصاء خادم ممتاز ولكنه سيد سيء.

والله من وراء القصد وهو يهدي السبيل...

دكتور عباس محود عوض

# الفصل الأول

# المتغيرات المستمرة والمتغيرات المتقطعة Discrete Variables & Continuous Variables

غن نحاول أن ندرس ظاهرة ما ، أو سمة معينة ، أو قدرة أو استعداد . . أو أن ندرس . السن أو الدخل أو الضوضاء أو الضغط الجوي ، أو أي خاصية من خواص الأشياء أو الموضوعات . أو أي عنصر من العناصر . . أو حادثة من الحوادث . . وهذه كلها ان هي إلا متغيرات Variables .

والمتغير احصائياً إنما هو أي كمية يمكن أن تتخذ درجة من مجموعة من الدرجات المكنة..

والمتغيرات إما نوعية أو كمية. فالمتغيرات النوعية مثل الجنس والجنسية والمهنة والدين وما إليها، وحين نصنف طلاب الجامعة أو تلاميذ المدارس إلى ذكور واناث، ونصنف الأجانب المقيمين في احدى الدول إلى أمريكان ويوغوسلافيين وانجلير وماليزيين، فاننا نقوم بتصنيف نوعي ولا يهم في ذلك إذا وضعنا الاناث قبل الذكور أو العكس أو وضعنا الأمريكان قبل الانجليز أو أن يحدث العكس ونطلق على مثل هذه المتغيرات Variables المتغيرات غير المرتبة والمنفصلة.

أما إذا كان لدينا اطوال مجموعة من طلاب الجامعة وحاولنا تصنيفهم حسب الطول، فاننا يمكن أن نرتبهم بأن فضع أطولهم في قمة الترتيب وأقصرهم في نهايته. وبذلك يكون هذا المتغير متغيراً مرتباً. كما يمكن لنا أن نسمي هذا

المتغير بالمتغير المستمر، لأنه من الممكن أن نحصل على درجات للطول لا حصر لها بين أى درجتين.

فبين الدرجتين ١٦٠ سم و١٧٠ سم قد يكون لدينا العديد من الدرجات المستمرة Continuous Grades مثل ١٦٠، ١٦١، ١٦٢، ١٦٢، ١٦٠. إلخ، بل أن بين الدرجتين ١٦٠ ـ ١٦١، قد يكون لدينا من طوله ١٦٠، ١٦٠، ٢ر١٦٠، الخ.. الخ

وقد يكون المتغير مرتباً وغير مستمر، فاذا حاولنا ترتيب أقسام احدى الكليات ومراحلها تبعاً لعدد الطلاب في كل منها فقد نضع في القمة أكبر الأقسام عدداً وفي النهابة أقلها عدداً، ولكن لا يمكننا أن نقول أنه يوجد في أحد الأقسام ٢/١،٥ طالباً. وكذلك إذا حاولنا ترتيب عدد الأبناء في أسرة من الأسر، فلا يمكننا القول بأنه يوجد في هذه الأسرة ٢/١٥ طفل، فهذا المتغير وان كان من المتغيرات المرتبة، إلا أنه متغير منفصل.

اذن يمكن تقسم المتغيرات إلى: -

- ١) متغيرات غير مرتبة ومنفصلة كالجنس والدين والجنسية والمهنة واللون
   وغيرها.
- ٢) متغيرات مرتبة ومستمرة كالطول والوزن والسن ودرجات الذكاء والدخل وغيرها.
- ٣) متغيرات مرتبة ومنفصلة كعدد الأبناء في الأسرة وعدد التلاميذ في الفصول المدرسية.

# التوزيعات التكرارية

#### الجدولة Tabulation

لو حاول أحد المدرسين تلخيص درجات طلبة الثانوية العامة في مادة الرياضة مثلا في صيغة مفهومة، فإن هذه الدرجات إذا كان عدد الطلبة كبيراً

( ٧٠٠ مثلاً أو أكثر ) فانها ترصد في عدد كبير من الكشوف يستحيل على من يستعرضها أن يأخذ صورة واضحة عنها ، لذا ينبغي أن يلجأ إلى وضعها في جدول واحد يوضح الصورة المطلوبة ، والمشال التالي يعرض لأوزان ٤٠ طالباً بالكيلوجرام ومقربة إلى أقرب كيلوجرام لنتبين كيف يمكن لنا جدولتها ومن ثم وضعها في جدول ويسمى هذا الجدول بالجدول التكراري ، وهذه الدرجات نسميها عادة بالدرجات الخام . Raw Scores وفيا يلي ٤٠ درجة خام لأوزان هؤلاء الطلاب لجدولتها =

	( أوزان 10 طالباً مقربة لأقرب كيلو جرام )						
10Y 122 170 170	1 2 9 1 0 7 1 0 1 1 2 0 1 2 0	170 12A 119 107	122 177 177 170	177 127 127 127	10. 12. 17A 127	172 101 177 177 120	1 T A 1 E T 1 T A 1 E T 1 T 1

#### خطوات عملية الجدولة

- ١) من هذه الأرقام استخرج أصغر رقم وهو (١١٩) ثم أكبر رقم وهو
   ١٧٦).
- ۲) ثم أحسب الفروق بينهما فتكون النتيجة تساوي ۱۷٦ ـ ۱۱۹ = ۵۷ وهذا الرقم يسمى المدى Range .
- ٣) وانظر ما إذا كان من الممكن تقسيم المدى إلى فئات متساوية أو أقسام متساوية تتراوح ما بين ١٢ إلى ٢٠ فئة ، على أن يكون حجم الفئة , مناسباً . فيكون طول الفئة ١٥ مثلاً أو ١٠ . ويفضل العلماء أن تتراوح: \*

- عدد الفئات ما بين ١٢ إلى ٢٠ فئة ، ذلك لأسباب سوف نتبينها بعد ذلك ، على أن هذا لا يمنع أن يكون عددها أقل من ذلك .
- عامود واضعاً أصغر الفئات في نهاية العامود
   بعد ذلك . . رتب الفئات في عامود واضعاً أصغر الفئات في نهاية العامود
   ثم اصعد مرتبا لبقية الفئات بعدها ترتيباً تصاعدياً كما يمكن لنا أن نقوم
   باجراء العكس .
- ٥) وقد يحتاج الأمر إلى اضافة فئة أخرى في أحد نهايتي العامود أو في كليهما لادخال الأرقام المتطرفة حتى يستوعب الجدول كل الأرقام. وفي مثالنا هذا.. فإن طول الفئة سوف يكون (٥) وعدد الفئات سوف يكون (١١). ذلك بقسمة (المدى) ٥٧ ÷ ٥ (وهي طول الفئة) فيكون الناتج (١١).

ونلاحظ أن الرقم ١١٥ لا يدخل في عامود الفئات، كذلك الرقم ١٧٦، لذلك نضيف الفئة ١١٥ ـ ١١٩ في أسفل العامود حتى يمكننا ادخال الرقم ١١٥ في جدول الفئات، كها نضيف الفئة ١٧٥ ـ ١٧٩ في قمة العامود لادخال رقم ١٧٦ وبذلك سيكون لدينا ١٣ فئة.

وبعد ذلك نقوم بحصر الأرقام التي تدخل في كل فئة إما باستخدام علامات على شكل خط أو نقطة لكل عدد أو رقم.

ونقوم بحصر هذه العلامات أمام كل فئة ونضعها في عامود نرمز له بالرمز (ك) أي التكرار.

فاذا جمعنا هذه التكرارات، فاننا نحصل على العدد الكلي للدرجات التي لدينا وعددها (٤٠).

وفيها يلي تطبيق لهذه الخطوات

والجدول التالي يبين أوزان ( ٤٠ ) طالباً:

(ك) التكوار	الرموز والعلامات	(ف) الفئات
1	١	179 - 170
. 1	1	145 - 14.
۲	п	179 - 170
٣	ın	175 - 17.
٣	III	109 - 100
ه	1111	101 - 10.
λ .	ni <del>nii</del>	129 - 120
٦	[ <del>]]]]</del>	111 - 12.
1	I <del>IIII</del>	179 - 170
١	I ·	18 - 18.
٣	Ш	179 - 170
_	صفو	175 - 17.
١.	I	119 - 110
	•	
٤٠	ن <del>=</del>	

# لاحظ ما يأتي =

- ١) إن لكل فئة حداً أدنى وحداً أعلى.
- الحدود المكتوبة لكل فئة ليست هي بالضرورة الحدود الفعلية لهذه الفئة. فاذا كانت الأوزان كما في هذا المثال قد أخذت لأقرب كيلوجرام، فالحدود الفعلية للفئة ١١٥٥ ١١٩ هي ١١٤٥ و ١١٥٥ لأننا أثناء القياس كان الشخيص الذي نحصل على طوا ليه قيدره ١١٤٧ أو ١١٤٨ أنا تغاضي عن الكسور فمن كان وزنه لآخر كيلوجرام فمعنى هذا أننا كنا نتغاضي عن الكسور فمن كان وزنه

- (٩ر٥١١) كنا نعتبر وزنه (١١٥) فقط وحينئذ يكون الحد الفعلي لهذه الفئة الأدنى هو (١١٥) والحد الأعلى لها (١١٩٥).
- ٣) لسهولة الجدولة ووضوح الجدول فاننا لا نستخدم الحدود الفعلية للفشات كما في مثلنا هذا ولكن ننص في البداية على ما إذا كان القياس قدتم بعملية التقريب أو بالتغاضي عن الكسور وأخذ الأوزان لآخر رقم صحيح.
- ) نحن نحتاج لاجراء العمليات الحسابية والاحصائية إما إلى الحد الأدنى للفئة أو ما نسميه موكز الفئة. ومركز الفئة نتخذه على أنه الممثل لكل الدرجات في هذه الفئة ، فاذا أخذنا الفئة ١٤٥ ـ ١٤٩ ، نجد أنه يقع فيها ثمانية وما دمنا لا نعرف من الجدول الدرجات الفعلية لهؤلاء الثمانية فاننا نأخذ الرقم ١٤٧ الذي يمثل مركز الفئة على أنه الممثل لدرجات هؤلاء الثمانية وكأن الجميع كانت أوزانهم ١٤٧ ومن المستحسن أن تكون بداية الفئة تقبل القسمة على طول الفئة.

#### جدولة التكرار النسي Tabulation of Frequency Ration

التكرار النسبي لأي فئة هو ببساطة التكرار الذي يقع في هذه الفئة مقسوماً على العدد الكلي للحالات ويتم التعبير عنه بنسبة مئوية والتكرار النسبي يفيدنا: \_

أولاً: حين نقارن نسبة الحالات التي تقع في أجزاء التوزيع المختلفة.

ثانياً: وعند مقارنة التوزيعات لمجموعات مختلفة كما أن النسبة المئوية تعطي لنا دلالة أقدر من العدد المطلق Absolute Figures .

ثالثاً: وهو أيضاً له أهميته حين نتكام عن التوزيع الاحتالي. والجدول التالي يبين التوزيع التكراري النسبي لأوزان 10 طالباً: -

التوزيع النسبي ٪	(ك) التكوار	(ف) الفئات
٥ر٢		179 - 170
٥ر٢	١	175 - 17.
-ره <sup>ا</sup>	۲	179 - 170
٥ر٧	٣	178 - 170
۵ر۷	٣	. 109 - 100
٥ر١٢	٥	102 - 10.
_ر۲۰	٨	129 - 120
_ر١٥	٦	122 - 120
٠, ١٥٠	٦	149 - 140
٥ر٢	١	182 - 18.
۵ر۷	٣	179 - 170
صفر	ضفر	178 - 17.
٥ر٢	١	.119 - 110
Nı · ·	ن = ٠٤	

# سان التكرار المتجمع الصاعد للتكرارات وللنسب المتوية: ـ

عندما نحتاج إلى بيان عدد الأفراد الذين يقعون تحت درجة أو نقطة معينة وأولئك الذين يقعون فوقها وكذلك نسبتهم المئوية، فانه يساعدنا على ذلك التكرار المتجمع الصاعد للتكرارات وللنسب المئوية لها والذي سوف نتين فائدته عندما نقوم بحساب الوسيط والترتيب المئوي.

# خطوات حساب التكوارات المتجمعة الصاعدة:.

- نبدِباً من نهاية عامود التكرارات في توزيعنا الحالي ونجمعها على التوالي، وفي هذا التوزيع نقوم بجمع واحد + صفر، وهو التكرار الثاني من

أسفل، فتكون النتيجة واحد، فنضع هذا (الواحد) في عامود جديد مطلق علمه التكرار المتحمع الصاعد، وإذا أضفنا هذا المجموع إلى التكرار في الفئة الثالثه، فبكون المجموع (٤) وهذا الرقم نضيف إليه بعد ذلك تكرار الفئة الرابعة فبكون المجموع (٥)، فاذا أضفنا إليه التكرار في الفئة الخامسة بكون العدد (١١) وهكذا حتى نصل إلى آخر فئة لنصل بالعدد إلى (٤٠).

- يبين كل رقم في التكرار المتجمع الصاعد عدد الأفراد أو التكرارات تحت الحد الأدنى الفعلي للفئة التالية لها. ففي الفئة السادسة يدل الرقم (١٧) على أن هناك (١٧) طالباً أوزانهم أقل من ٥ر٤٤ وهذه هي الفئة التي تمثل الحد الأدنى للفئة التالية (١٤٥ ـ ١٤٩) وتمثل الحد الأعلى في الوقت نفسه للفئة (١٤٠ ـ ١٤٤).
- كما يمكن الحصول على الترتيب المئوي للمتجمع الصاعد بقسمة كل عدد في عامود التكرار المتجمع الصاعد على العدد الكلي للدرجات ٤٠ ووضع النسبة المئوية التي يتم الحصول عليها في عامود رابع وأمام كل فئة ونطلق على هذا العامود النسبة المئوية للمتجمع الصاعد.

التكرار المتجمع الصاعد للتكرارات وللنسب المئوية الأوزان 10 طالباً

النسبة المئوية للتكرار المتجمع الصاعد	التكوار المتجمع الصاعد	(ك) التكوار	(ف) الفئات
1000	٤٠	7 \	194 - 140
٥ر٧٢	74	١ ،	172 - 17.
٠,٥٥	٣٨	. ۲	179 - 170
<b></b>	77	٣	178 - 17.
۵۲۲۸	**	۲ ا	109 - 100
_ره٧	۲.	٥	102 - 10.
٥ر٦٢	70	٨	129 - 120

النسبة المئوية للتكرار المتجمع الصاعد	التكوار المتجمع الصاعد	(ك) التكوار	(ف) الفئات
٥ر٢٤	١٧	٦	122 - 12.
٥ر٢٧	11	٦	189 - 180
٥ر١٢	٥	1	178 - 17-
۱۰٫-	£	٣	179 - 170
٥ر٢	١	صفر	178 - 17.
٥ر٢	1	١	119 - 110
		ن = ٠٤	

# التمثيل البياني Graphic Presentation

يمكننا أن نمثل الدرجات التكرارية والتكرارات النسبية برسوم بيانية أهمها المدرج التكرراري Frequency والمضلع التكرراري Polygon والمضلع Polygon

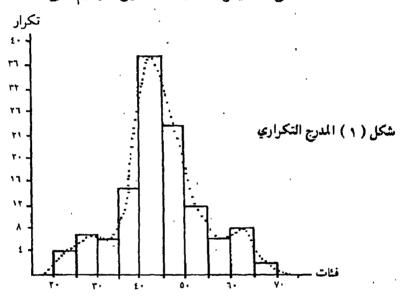
#### خطوات رسم المدرج التكراري Frequency Histogram خطوات

- ١) نرسم خطأ أفقياً وآخر عمودياً يلتقي في نهايته من على اليسار.
- ٢) ثم نضع الفئات على المحور الأفقي الذي نطلق عليه عادة المحور س بعد تقسيمه إلى أقسام متساوية تاركين مسافة في نهايته تساوي كل مسافة من المسافات الأخرى التي قسم إليها هذا المحور.
- ٣) نجعل المحور الرأسي الذي يطلق عليه عادة الرمز ص يمثل التكرارات في
   كل فئة أو النسب المئوية ذلك في حالة إذا ما كان الرسم سيمثل التكرار
   النسى .
- إن نرسم بعد ذلك خطأ أفقياً موازياً للمسافة التي تمثلها الفئة على المحور
   الأفقي عند التكرار في هذه الفئة كما يتبين على المحور الرأسي ثم نسقط

أعمدة من نهاية الخطوط الأفقية التي قمنا برسمها لتلتقي بحدود الفئات. فهذا يعطينا المدرج التكراري المطلوب.

نلاحظ أن كل عمود يمثل مساحة هذه المساحة تمثل جزء من المساحة الكلية للمدرج والمساحة الكلية تمثل وحدة أي واحد صحيح بالتالي مساحة كل عمود تمثل نسبة من هذه الوحدة.

يلاحظ أن الأعمدة التي أسقطها ستكون مشتركة كحدود فاصلة بين كل فئة وأخرى أي أن الرسم سيكون في شكل أعمدة ملتصقة ومشتركة بين الفئات المتلاصقة. على أن يمثل التكرار بمستطيل مرسوم على الفئة كلها.

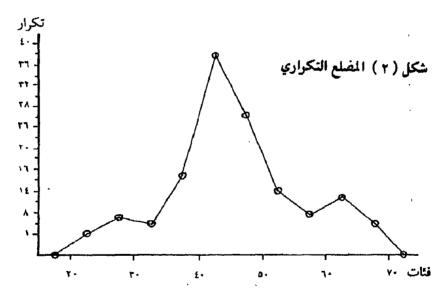


# خطوات رسم المضلع التكراري Frequency Polygon

- ١) نرسم المحورين س، ص ونجعل المحور الأفقي «س» للفئات والمحور الرأسي «ص» للتكرارات وذلك بنفس الطريقة التي سبق شرحها في رسم المدرج التكراري.
- ٢) غثل للتكرارات بنقطة أو بعلامات « X » نضعها مباشرة فوق مركز
   الفئات وعند النقطة التي تمثل مراكز هذه الفئات.

- ٣) نقوم بتوصيل هذه النقط أو العلامات بخطوط مستقيمة فينشأ لدينا مضلع تكراري .
- وحتى يتم استكمال المضلع نوصل النقط التي تمثل التكرار في الفئتين
   المتطرفتين إلى منتصف المسافة التي تركناها على كل طرف من أطراف
   المحور (س).
- ويلي هذا مضلع تكراري رسم على المدرج التكراري السابق بعد رسم أعمدته منقوطة لنبين الفرق بين الاثنين .
- ٥) ويلاحظ من الرسم أن مساحة المضلع التكراري Polygon تساوي مساحة المدرج التكراري Histogram .

والرسم التالي عِثل مضلع تكراري لأوزان ٤٠ طالباً: ـ

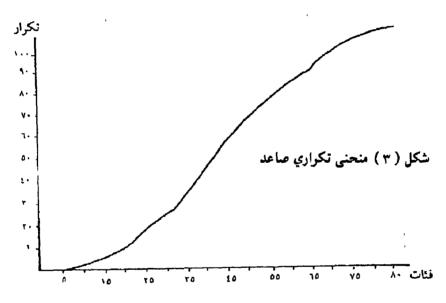


# المنحنى الصاعد

نتوصل إلى الحصول على المنحنيات الصاعدة باستخدام التكرارات المتجمعة الصاعدة للدرجات الخام أو للنسب المئوية والتي سبق أن شرحنا كيفية التوصل إليها.

#### خطوات رسم المنحنى الصاعد:-

- التكراري بيش المحورين س، ص كما في المدرج التكراري والمصلع التكراري بحيث يمثل المحور الأفقي « س» فئات الدرجات ويمشل المحور « ص» التكرارات الصاعدة.
- ن هذا النوع من الرسوم البيانية نضع النقط التي تمثل التكرارات في نهاية الفئة بدلاً من مسركن الفئة كما في المضلع التكسواري وهذا من الاختلافات الهامة بين الرسمين بالاضافة إلى اختلاف ما يمثله المحور «ص» في كلا الرسمين، ذلك أنه في المنحنى الصاعد يمثل التكرارات الصاعدة كما سبق القول

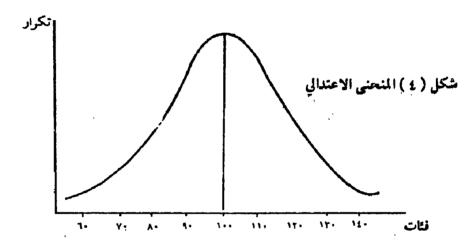


# الأنواع الأخرى للمنحنيات

#### ١) المنحنى الاعتدالي Normal curve

ويسمى المنحنى الاعتدالي أو المنحنى الجزئي او المنحبي المرصي أو المنحنى الاحتمالي، ويتميز هذا المنحنى في شكله بالسمرية أي أننا إذا أسقطنا عمودا من قمته إلى قاعدته فانه يقسمه قسمين متساويين ينطبقان

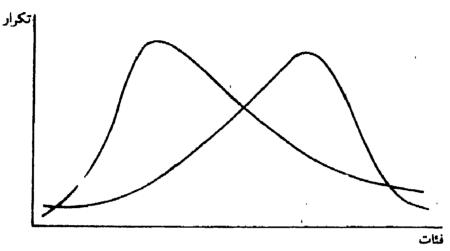
على بعضها تمام الانطباق وهذا التوزيع المثالي توزيع فرضي لأننا نفترض أننا إذا اخترنا أية بجموعة بطريقة عشوائية من جمهور كبير وطبقنا على أفراده أي اختبار فلا بد أن تتوزع الدرجات على هذا الشكل، بمعنى أننا نفترض أن السمات المختلفة أو القدرات أو الاستعدادات والتي يمكن قياسها توزع بين الأفراد جميعاً في هذا الشكل، ونظراً لما لهذا المنحنى من أهمية في علم الاحصاء وفي علم النفس، لذلك سوف نتناوله بعد قليل بشيء من التفصيل، ونورد فيا يلي رسماً يبين شكل هذا المنحنى ويلاحظ أن لهذا المنحنى قمة واحدة، ذلك لأن فئة من فئاته تتوافر فيها التكرارات أكثر من أي فئة أخرى.



# ٢) المنحنيات الملتوية: ــ

كثيراً ما ينتج لدينا بعد توزيع الدرجات منحنى ذو قمة واحدة ولكنه ملتوي يميناً أو يساراً أي أن الفئة التي تتواتر فيها التكرارات أكثر من غيرها تميل ناحية الدرجات المرتفعة ويكون الالتواء إلى اليمين أو تميل ناحية الدرجات المنخفصة ويكون الالتواء إلى اليسار وفي الحالة الأولى نسمي المنحنى منحنى ملتوي سلبياً وفي المحالة الثانية نسميه منحنى ملتو ايجابياً. وسوف نتبين معنى ذلك في شرَّحنا للمقاييس التي تسمى عقاييس النزعة المركزية والشكلان المتسائيسان يمثلان منحنيين ملتويين

# أحدهما ملتوياً التواءاً سلبياً والآخر ملتوياً التواءاً ايجابياً.



شكل ( ٥ ) الالتواء الموجب والالتواء السالب

#### ٣) المنحنيات ذات القمتين: ـ

قد ينتهي التوزيع بنا إلى الحصول على رسم بياني في شكل منحنى ذي قمتين أي توجد فيه فئتان يتواتر فيها التكرار أكثر من غيرها من الفئات كما قد يكون هناك في بعض التوزيعات أكثر من قمتين.

#### -: Smoothing of the curves تمهيد المنحنيات

في المضلع التكراري وفي المنحنى الصاعد نلاحظ أنه نتيجة لتوصيل النقط التي تمثل التكرارات بخطوط أن المنحنى ليست فيه تسوية أي أنه ليس ممهداً فإما أن تتم التسوية والتمهيد باليد أو بالطريقة التي يطلق عليها طريقة المتوسط للتحرك Moving average or Runing average

#### خطوات تمهيد المنحنيات: ـ

نحصل على الدرجة الممهدة للفئة بأن نجمع تكرارات هذه الفئة على نكرارات الفئة اللاحقة والسابقة ونقسم الناتج على  $\pi$  وفي توزيعنا السابق هي صفر + + + صفر + + مقسوماً على  $\pi$  +  $\pi$ ر تقريباً.

فاذا أخذنا الفئة التي تليها وتكرارها صفر ويسبقها ١ ويليها ٣ يكون المجموع ٤ بقسمة ٤ على ٣ يكون الناتج مساوياً ٣ر١ ونستمر في هذه العملية. فاذا حاولنا التمثيل بيانيا للدرجات التي نحصل عليها فان الرسم الناتج يكون ممهداً.

وفيا يلي الدرجات الممهدة للتوزيع التكراري الأوزان ٤٠ طالباً -

النكرارات المهدة	(ك) التكرار	الفئات
٦ر-	1	179 - 170
<b>کر</b> ۱	١	175 - 170
-ر۲	۲	179 - 170
٦ر٣	٣ -	176 - 170
٦ر٣	٣	101 - 100
۳ره	٥	102 - 10:
۳ر۳	٨	102 - 120
ر٦	٦	122 - 120
٣ر٤	٦	189 - 180
۳٫۳	١	182 - 180
۳ر۱	۲	179 - 170
۳ر۱	صفر	172 - 17.
٣ر —	,	119 - 110

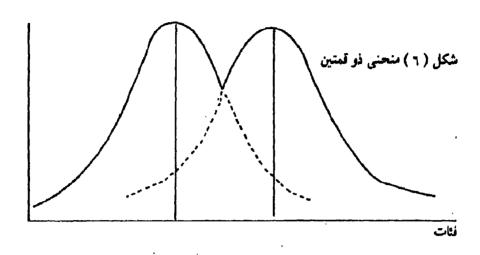
# الفصل الثآني

# مقاييس النزعة المركزية Central Tendency Measures

الدرجة التي يحصل عليها الفرد في اختبار للذكاء أو التحصيل الدراسي أو أي اختبار نفسي آخر هي درجة خام لا قيمة لها إذا لم تكن تبين أن هذا الفرد متوسط أو أقل من المتوسط أو فوق المتوسط أو ممتاز والمحك Criterion الذي يعطي لنا هذه الدلالة هو ما نطلق عليه كلمة معيار Norm ، فالمعيار إنما هو مستوى قياسي نرجع له لفهم دلالة الدرجة التي يحصل عليها الفرد في أي اختبار ، لذلك فالاختبارات التي لا معايير لها لا تكون لها قيمة ، ولهذا فان الاخصائيين يهتمون بمقارنة أي درجة يحصل عليها الفرد سواء أكانت تدل على طوله أو وزنه أو هي درجته في اختبار نفسي بدرجة مرجعية حتى تكون لهذه الدرجة الخام معنى ، ولقد تبين أن الدرجات تتمركز حول درجات وصفية أو والوسيط natimmetic Mean والمنوال Mode ، فاذا كانت لدى الدرجة التي حصل عليها الفرد (أي فرد) في مادة الرياضة مثلاً ، وكان لدي أيضاً متوسط درجات زملائه في هذه المادة ، فانني أستطيع أن أحكم عها إذا كانت درجته هذه متوسطة أو فوق المتوسطة أو أقل من المتوسطة .

والمتوسط لا يكون له أي معنى إذا لم يكن هؤلاء الأفراد الذين تقارن درجاتهم متجانسين لا يراعى فيهم انتقاء معين، كما ينبغي أن يكونوا من سن واحدة وجنس واحد ولغة واحدة وسلالة واحدة.

وإذا حاولنا معرفة متوسط السن في بلد كالولايات الأميركية تتعدد فيه



الأجناس والطبقات، وبالتالي اللغات (هنود حر — زنوج — يهود — مهاجرون من بلاد الكتلة الشرقية والكتلة الغربية ومن البلاد النامية) فانه ينبغي علينا اختبار عينة ممثلة لكل عناصر هذا المجتمع بنسب متساوية لأعدادها الحقيقية، ولسنا في حاجة إلى حصر كل أفراد هذه الفئات للحصول على المتوسط الذي نريده، إنما يقتصر عملنا على عينة مكونة من ٣٠ أو ٥٠ فرداً أو يزيد يختارون بطريقة عشوائية Randomly، ولكي نحدد العدد المناسب الذي نختاره لتكوين عينة ممثلة، فان المنحنى الاعتدالي يمكن أن يساعدنا في هذا الصدد، فاذا رسمنا رساً بيانياً يمثل محوره الأفقي متغير السن والمحور الرأسي عدد الأفراد، فاذا أعطى لنا هذا الرسم شكل المنحنى الاعتدالي أو كان قريباً من المنحنى الاعتدالي أو كان قريباً عدداً كافياً، وإذا كان الرسم الذي حصلنا عليه بعيداً عن المنحنى الاعتدالي، فان هذا يعني أن عدد أفراد العينة الذي اخترناه يكون عدداً كافياً، وإذا كان الرسم الذي حصلنا عليه بعيداً عن المنحنى الاعتدالي، فان هذا ينبغى أن نزيد من عدد أفراد عينتنا . . .

# المتوسط الحسابي Arithmetic Mean

لنفرض أن هناك ست تلاميذ حصل كل منهم على مصروفه اليومي وكانت المبالغ التي حصلوا عليها بالقرش على النحو التالي = 17 - 11 - 10 - 10 = 10 - 10 = 10 - 10 وإذا كنا نريد أن نعرف متوسط مصروفهم اليومي، فاننا نجمع هذه المبالغ فيكون الناتج = 100 قرشاً، وإذا قسمنا هذا المبلغ على مجموع الأفراد حصلنا على المتوسط الذي نريده وهو 100 = 100 قرشاً، وبذلك نستطيع أن نعرف أي هؤلاء التلاميذ من يصل مصروفه إلى المتوسط ومن منهم فوق المتوسط ومن منهم أقل من المتوسط.

 قمن الممكن استخراج المتوسط الحسابي بجمع هذه الدرجات كلها وقسمة الناتج على العدد (٣١) وبهذا نحصل على المتوسط المطلوب ولكن نلاحظ هنا أن الرقم الواحد يتكرر أكثر من مرة لذلك فليس من الضروري أن نجمع الرقم ١٠ مرتين والرقم ١١ خس مرات والرقم ١٠ أربع مرات، وإنما من السهل علمنا أن نسير تبعاً للخطوات التالية: -

- \_ نرتب الدرجات تنازلياً ونضعها في عامود نطلق عليه الرمز (س)
- م نكتب تكرار كل درجة أمامها في عامود ثان نرمز له بالرمز (ك) أي التكرار.
- \_ وبعد ذلك نضرب كل درجة في التكرار المقابل لها ونضع الناتج في عامود نرمز له بالرمز (س ك).
- م نجمع الدرجات في العامود (س ك) ونقسم الناتج على عدد التكرارات (٣١) وبذلك نحصل على المتوسط الحسابي المطلوب.

ونلاحظ أننا قد استخدمنا الرموز، فكان الرمز (س) يدل على أي درجة والرمز (ك) يدل على التكرار، والرمز (س ك) يدل على ناتج ضرب س أي قيمة أي درجة في تكرارها (ك) وان (مجس ك) وهو مجموع الدرجات الناتجة عن ضرب (س X ك) أي أن (مجس) تعني المجموع، والرمز (ن) يدل على مجموع أفراد العينة.

لذلك، فإن المتوسط سوف نرمز له بالرمز (س) وتكون المعادلة التالية: \_ عب س \_ مب س

		ن
س ك	ك	س
77	۲	١٣
7 2	۲	17
٥٥	٥	11
٤٠	٤	١٠
0 %	٦	٩

٣٢	٤	٨
47	٤	٧
. 14	۲	٦
١.	۲	٥
مجـ س ك ٢٨١	ن ۳۱	,

$$1 \cdot 7 = \frac{7 \cdot 1}{m_1} = (\frac{2 - m_1}{m_1}) = \frac{7 \cdot 1}{m_1} = 7 \cdot 1$$
 اذن س- تسـاوي

# استخراج المتوسط الحسابي باستخدام مركز الفئة: -

- ـ نوزع الدرجات توزيعا تكراريا
- نكتب مركز الفئة امام كل فئة في عامود ثالث ونرمز له بالرمز (س).
- بعد ذلك نضرب مركز كل فئة في تكرارها ونضع الناتج في عامود جديد نرمز له بالرمز (س ك).
- م نجمع الارقام في هذا العامود ونقسمها على العدد الكلي أي عدد افراد العينة أي على (ن). ولو استخدمنا المثال السابق اعطاؤه والخاص باوزان الطلاب البالغ عددهم (٤٠)، فاننا نتبع ما يلى:

ك س ( التكسوار × مسركسز الفئات )	س ( مركز الفشّات)	ك التكرار	الفئات
۱۷۷	177	١	149 - 140
۱۷۲	۱۷۲	<b>,</b>	۱۷٤ - ۱۷
۳۳٤	۱٦٧	۲ .	179 - 170
٤٨٦	177	٣	178 - 170
£ Y. 1	104	٣	109 - 100
. <b>٧٦٠</b>	107	٥	101 - 10.

ك س ( التكوار × مركز الفئات )	س ( مركز الفثات)	ك (التكرار)	الفئات
1177	۱٤٧ .	٨	129 - 120
٨٥٢	127	; 7	120 - 120
۸۲۲	144	٦ ا	149 - 140
177	١٣٢ .	١	182 - 18.
77.1	177	٠	179 - 170
صفر	177	صفر .	178 - 17.
117	117	١	119 _ 110
مجدك س == ٥٨٨٠		ن = ن	

# حساب المتوسط باستخدام متوسط فرضي:

نضطر احيانا في الطريقة السابقة ان نتناول ارقاما كبيرة، مما يجعل عملية الضرب في مركز الفئات صعبا خاصة اذا كان مركز الفئة كسرا عشريا كما يحدث في كثير من الاحيان، لذا يضيع استخدام طريقة المتوسط الفرضي، فاذا اردت على سبيل المثال ان اقيس اطوال فريق كرة الطاولة الخاص بكلية الآداب والبالغ عددهم (٩) افراد، فانه ينبغي ان يجري قياسهم من اعلى الرأس إلى اخمص القدم، ولكن تصادف أن وقف أول لاعب أمام قاعدة خشبية الرأس إلى اخمص القدم، ولكن تصادف أن وقف أول لاعب أمام قاعدة خشبية ارتفاعها متر واحد فقست طوله من بداية هذه المائدة حتى قمة رأسه، ثم توالى قياس اطوال اللاعبين الآخرين على هذا النحو، فكانت اطوال اعضاء الفريق هذا على النحو التالي:

٦٠ سم، 2٩ سم، ٦٠ سم، ٦٥ سم، ٤٨ سم، ٥٢ سم، ٢٥ سم؛ ٢٧ سم، ٢٢ سم، ٢٠ سم، ٥٢ سم، ٥٢ سم، ٥٢ سم، ٥٢ سم، ٥٢ سم، ٥٢ سم، ٥٤ سم، ٥

على النحو التالي: ١٥١ سم، ١٤٩ سم، ١٥٥ سم، ١٦٠ سم، ١٦٥ سم، ١٤٨ سم، ١٥٢ سم، ١٥٧ سم، ١٦٢ سم.

وهذه الاطوال هي نفسها لو انني قمت بقياس هؤلاء اللاعبين دون ادخال ارتفاع قاعدة خشبية ، أي لو انني قمت بقياسهم مباشرة من قمة رأسهم إلى اخمص اقدامهم .

اذن فان المتوسط =  $\frac{1799}{9}$  = 100,٤ سم

في المثال الاسبق لاوزان الطلاب نختار الفئة ١٤٥ ـ ١٤٩ والتي مركزها (١٤٧) وسيكون هذا الرقم هو المتوسط الفردي، ولقد تأتى هذا بعد أن:

١ \_ نوزع الدرجات في توزيع تكراري

- ٢ ــ ونختار فئة من الفئات، ويحسن ان تكون وسط التوزيع، ونأخذ مركز
   هذه الفئة ونجعله المتوسط الفردي (وهذا ما سبق ان حددناه).
- س من نحسب انحراف كل فئة عن الفئة التي يقع فيها المتوسط الفردي من ناحية عدد الخطوات التي تبتعد فيها عن الفئة المختارة ونضع انحراف كل فئة في عامود نميزه بالرمز (ح ) اي الانحراف، وسيكون انحراف الفئة التي اتخذت كمتوسط فردى تساوى (صفر) بينا سيكون انحراف الفئة التي تعلوها خطوة واحدة بالزائد، والفئة التي تليها خطوة بالناقص، ذلك ان الفئات تصعد الى اعلى.
- ٤ ـ بعد ذلك نحسب انحراف كل فئة بصرب التكرار في الانحراف اي (ك
   ٢ ح ) ونضع الناتج في عمود رابع نرمز له بالرمز (ك ح).
- 0 \_ ونجمع الارقام في هذا العمود (ك حَ)، ونلاحظ ان الفئات الاعلى فوق الفئة التي اتخذت كمتوسط فردي ستكون علاماتهم جميعا بالزائد، بينا الفئات الاسفل منها ستكون علاماتها جميعا بالناقص.

ويمكن لنا الحصول على مركز الفئة بجمع الحد الادنى للفئة والحد الادنى

للفئة التي بعدها، اي ١٤٥ + ١٤٥ وقسمت المجموع على (٢) فيكون = 150 + 150 أو اضافة نصف (١/٢) مدى الفئة الى حدها الادنى اي = 150 + 100 المدنى المدن

واليك الجدول التكراري التالي لحساب المتوسط باستخدام متوسط فرض لاوزان ٤٠ طالباً:

التكرار 🗴 الاغراف (ك ح)	الاغواف (ح)	التكرار (ك)	الفئات ( ف ) ·
7 +	٦ +	. 1	149 - 140
٥ +	0 +	١	145 - 14.
A +	٤+	۲	179 - 170
۹ +	۳ +	٣	178 - 17.
٦ +	۲+	٣	109 - 100
0 +	١ +	۵ ٔ	102 - 10.
صفر + ۳۹	صفر	٨	124 - 120
		فئة المتوسط الفرضي	
7 -	١ -	٦	128 - 12.
17 -	۲ _	٦	189 - 180
٣ -	٣	١	18 - 18.
۱۲	٤ -	۳ .	179 - 170
صفر	0 -	صفر	172 -17.
٦ _	٦	١	19 - 110
9			
<b>79</b> -			
مجے ج = + ۳۹ - ۳۹ = صفر		بح ك = ( ٤٠)	

اذن المتوسط يساوي  $120 + \frac{0}{2} \times 0 = 120$  اذن المتوسط يساوي  $\frac{120}{2} \times \frac{120}{2} \times \frac{120}{2}$  طول الفئة أي أن المتوسط = 2 مركز الفئة الصفرية  $+ \frac{120}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2}$  طول الفئة

# حساب المتوسط الحسابي في حالة القيم المتقطعة Discrete values

لا تختلف طريقة المتوسط الحسابي في هذه الحالة عنها في حالة القيم المتصلة ، إلا في عدم وجود الفئات ، وعلى ذلك نتخذ القيمة المعطاة لنا بدلا من مركز الفئة ، كما نعتبر مدى الفئة (١).

والجدول التالي يوضح لنا توزيع عدد الابناء في ١٠٠ عائلة 🚣

التكوار × الإغراف ك × ح	الانحراف ح	عدد العائلات	عدد الأبناء في العائلة
17 -	٤ -	٣	صفر
71 -	٣ -	V	١
77-	. Y =	.11	۲
12 -	. 1 -	١٤	٠ ٣
صفر	صقر	· F.	1
١٦	١ +	١٦	٥
7 2	۲+	14	٦
71	۳ +	<b>v</b> .	٧
۲.	٤ +	٥	٨
10	0 +	٣.	٩
14	٦ +	٢	١.
مجـكح/= + ١٠٨	مجدك=٢٠٠		
79— <del>79</del>			

 $1.0 = \frac{\pi q}{1.0} + 2 = 1.0$ 

#### تمرين (١):

طبق اختبار على عينه مكونة من ٢٠٠ طالب وكانت درجاتهم على النحو التـــانى: ١٠٤، ١٠٨، ١١٢، ١٣٧، ١٣٨، ١٣٦، ١٣٨، ١٣١، 1112 1114 1114 112 11. A. 1. 1. 1114 1114 1114 1114 071, A11, K.1, 3.1, FM1, VM1, 3.1, A.1, A.1, 111, 271, 771, 771, 711; 371, 011, .17, .171 1113 mm, mm, one, one, mm, per, nm, \$713 (713 \$113 Y713 O113 7713 \$713 Y113 A114 ٥١١، ١٣٢، ١١٢، ١٣٤، ١٣٥، ١١١، ١١١، ١١٤، ١٣٢، ١١٥ 1172 . 179 . 172 . 179 . 177 . 179 . 119 . 119 . 179 771, 371, All, YYI, 171, -71, -71, -71, PIII ٨١١، ١٣٠، ١٢٤، ١٢٥، ١١٦، ١١٦، ١٣٠، ١٢١، ٣٢١، . 177 . 171 . 171 . 170 . 170 . 171 . 171 . 171 . 771, 171, 111, 071, 711, 911, 171, 171, 171, .171, 771, 771, 771, -71, 711, 771, 171, 771, 171 . 177 . 177 . 177 . 177 . 178 . 179 . 177 . 177 . 177 071, 071, 171, 171, 171, 171, 171, 171, 771, P71, A71, 271, 071, 071, 371, 371, 071, 771. A71. 171. 471. 471. 471. 471. P71. 271. . 17 . . 171 . 171 . 177 . 177 . 177 . 171 . 171 . 171 175 . 175 . 177 . 177 . 177 . 177 . 172 . 175 . 177

#### المطلوب:

استخراج المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة مع ذكر كل الخطوات التي قمت بها للحصول على هذا المتوسط.

تمرين (٢):

التوزيع التكراري التالي لدرجات مجموعة من الطلاب عددهم ١٠٠ طالب تقدموا لامتحان النقل في احدى المدارس.

التكوار	الفئات
	٤٤ - ٤٠
1	19 - 10
14	01 - 0.
۱۷	09 - 00
71	75 - 7.
١٨	79 - 70
10	Y£ - Y•
٧	V9 - V0
٣	Λ£ - Λ•
١.	۸۹ - ۸۵

### المطلوب:

- ١ \_ حساب المتوسط الحسابي عن طريق المتوسط الفرضي .
  - ۲ ـ ایجاد مرکز الفئات
  - ٣ \_ ايجاد التكرارات المهدة.

تموين (٣): التوزيع التالي بين درجات مجموعة من الطلاب يبلغ عددهم ٢٠٠ طالب،

التكرار	موكز الفئات
1	17
٣	7.
· 0	71
١٤	7.8
**	***
٣٥ .	77
٤١	٤٠
٣٣	11
40	٤٨
**	٥٢
٧	٥٦
4	7.
١.	71

### المطلوب:

١ - ايجاد الفئات بحدها الاعلى والادنى

٢ ـ رسم المضلع التكراري

٣ ـ ايجاد التكرار المتجمع الصاعد.

## تمرين (٤):

أعطيت لك تقديرات ٢٠ طَالبًا، وكانت كالآتي:

جيد \_ ضعيف \_ ممتاز \_ جيد جدا \_ ضعيف \_ مقبول \_ جيد \_ جبد \_

مقبول \_ جيد \_ جيد جدا \_ مقبول \_ مقبول \_ ضعيف \_ مقبول \_ مقبول \_ مقبول \_ مقبول \_ جيد .

#### المطلوب:

١ \_ وضعها في جدول مناسب، مع ذكر كل الخطوات التي قمت بها.

۲ ـ رسم مضلع تكراري لهذه التقديرات

### تمرين (٥):

لدينا عشرون اسره افرادها على النحو التالى:

. 2 . 2 . 0 . 7 . 7 . 7 . 7 . 7 . 7 . 7 . 7 . 0 . 2 . 7 . 2 . 0

.0 .0

### المطلوب:

۱ \_ وضعهم في جدول تكراري Frequency Table

۲ \_ رسم مدرج تکراري

### تمرين (٦):

حصلت ٥٥ عاملة على الدرجات الآتية في امتحان محو الامية:

TO TT 10 11 17 1 T. 1V T.

1 A . T. TT T. TO A TV T1

TT 17 T1 17 1A TE 17 17 T.

TT 11 T. TE 17 T. TV TV 1

TA 17 T+ TT TT 11 12 TT

11 10

### المطلوب:

١ \_ استخراج المتوسط الحسابي على أن يكن طول الفئة (٣)

- ۲ \_ رسم مربع تكراري لهذه الدرجات
- ٣ ـ استخراج التكرار المتجمع الصاعد ورسم المنحني المناسب له.
- ٤ \_ استخراج التكرار المتجمع النازل ورسم المنحني المناسب له .

### الوسيط Median

الوسيط هو القيمة التي تكون نصف القيم على الاقل، أصغر منها او مساوية لها، وكذلك نصف القيم على الاقل اكبر منها او مساوية لها واذا كان لدينا قيم رتبت تنازليا أو تصاعديا تكون لدينا حالتان: ١ ـ اذا كان التكرار الكلي زوجيا فرديا تكون القيمة الوسطى هي الوسيط. ٢ ـ اذا كان التكرار الكلي زوجيا فان الوسيط يأخذ على انه نصف بحوع القيمتين الوسطيين. فعلى سبيل المثال اذا كان لدينا اطوال (٩) من الطلبة وهي ١٦٥، ١٧٠، ١٦٤، ١٦٢، ١٢٧، المرار الكلا ويسراد ايجاد اطوال الوسيسط لهذه الاطوال فنقوم بترتيب القيم ترتيبا تصاعديا او ترتيبا تنازليا فنحصل على الآتي: ١٦٣ - ١٦٤ - ١٦٥ - ١٦٧ - ١٧٠ - ١٧٢ - ١٧٢ - ١٧٢ منه واربع اطوال اكبر منه.

بمعنى آخر، اذا كان لدينا(ن) من القيم، وكانت (ن) عددا فرديا، فان الوسيط هو القيمة التي ترتيبها  $\frac{1+1}{7}$  اذا ما رتبنا القيم ترتيبا تصاعديا او تنازليا.

أما في حالة ان يكون عدد القيم لدينا زوجيا، فان التعريف السابق لا يصلح، اذ انه لا يوجد في هـذه الحالـة قيمـة وسطـى، بـل اننـا نجد قيمتين وسيطتين، فاذا كان لدينا دخل عشر اسر على النحو التالي:

• ٢٠ ـ ٢١ ـ ٢٥ ـ ٢٦ ـ ٢٧ ـ ٢٨ ـ ٢٩ ـ ٣٠ ـ ٣٠ ـ ٣٠ ـ ٣٠ ـ ٥٠ القيمة الخامسة والسادسة ، وهم ٢٧ ، ٢٨ ،

وعلى ذلك يمكن اعتبار الوسيط هو القيمة الواقعة بين 77, 77 والوسيط في هذه الحالة  $\frac{-7 + 7}{7} = 7$ , ذلك على اعتبار انه في حالة ما اذا كانت عدد القيم زوجية ، فان الوسيط يكون متوسط القيمتين الوسطيين .

وعلى ذلك يمكن ان نعطي تعريفا للوسيط هو انه القيمة التي يكون ٥٠٪ على الاقل من القيم على الاقل من القيم اكبر منها او مساوية لها ، وكذلك ٥٠٪ على الاقل من القيم اكبر منها او مساوية لها .

# كيف نقوم بحساب الوسيط من توزيع تكراري؟

لحسابٌ قيمة الوسيط من جدول تكراري تساوي فيه مجموع التكرارات (ن) نأخذ ترتيب الوسيط وهو ن بصرف النظر عها اذا كانت (ن) فردية او زوجية ونكون جدول تكراري متجمع (صاعد او نازل) وبه يمكن معرفة قيمة الوسيط، وسنفرض ان القيم هنا في الفئة التي يقع فيها الوسيط تتوزع على ابعاد منتظمة داخل الفئة، والجدول التالي يبين درجات ١٠٠ طالب في امتحان للغة العربية:

التكوار المتجمع الصاعد	التكرار (ك)	الفئات (ف)
, 1	٣	78 - 7.
44	٨	04 - 00
٨٩	١٣	02 - 0.
٧٦	10	٤٩ ــ ٤٥
٦١ الفئة الوسيطية	۲٠	٤٤ _ ٤٠
٤١ التكرار المتجمع	17	W9 _ W0
السابق للفئة الوسيطية		

التكرار المتجمع الصاعد	التكرار (ك)	الفئات (ف)
70	١٣	٣٤ - ٣٠
١٢	٩	<b>۲9</b> – ۲
٣	٠ ٣	٣ - ٢٠
	مجه ك ۱۰۰	

فرتبة الوسيط هنا هو القيمة التي ترتيبها  $\frac{1}{2}$  = 0. اي هي قيمة الدرجة التي عدد التلاميذ الذين يحصلون على درجة اقل منه (اي من قيمة الوسيط) وهي تساوي عدد التلاميذ الذين يحصلون على درجات اكبر منه تساوي (٥٠) ولكننا نعرف أن هناك ثلاثة تلاميذ يحصلون على درجات أقل من ٢٥ درجة، و ٤١ طالب يحصلون على اقل من ٤٠ درجة، و ٦١ تلميذ يحصلون على درجات اقل من ٤٥ درجة ، وعلى ذلك فان الدرجة التي يحصل على اقل منها خمسون طالبا لا بد ان تقع في فئة الدرجة (٤٠ \_) وتعرف مَّذه الفئة بالفئة الوسطية، والتكرارات الاصيلة المناظرة لهذه الفئة هي (٢٠) اي ان هناك (٢٠)طالباً يحصلون على درجات تنحصر بين (٤٠) درجة الى اقل من (٤) درجة ، ولما كان هناك ١١ طالباً يحصلون على درجات اقل من ١٠ درجة، فانه لا يزال هناك ٩ من الطلاب في هذه الفئة تقل درجاتهم على الوسيط. وهم ذوي اقل (٩) درجات في الفئة الوسيطية، واذا فرضنا أن القيم موزعة بانتظام في هذه الفئة بمعنى ان ٢٠ طالبا يحصلون على درجات تبعد بعضها عن بعض بمسافات متساوية داخل الفئة، ما بين ٤٠ درجة الى اقل من 20 درجة، فإن الافراد ٩ الاول يحتلون طولا من الفئة يساوي ٩ من طول الفئة وهي تساوي ۵ ، اي تساوي  $\frac{\rho}{r}$  imes ۵ imes درجة .

وقيمة الوسيط = الحد الادنى للفئة + طول جرء الفئة الذي تحتلمه المفردات التسعة الاوليات = ٤٠ + ٢,٢٥ = ٤٢,٢٥ كان، فلكى نقوم بحساب الوسيط من جدول تكراري نتبع ما يأتي:

١ - نكون جدول تكراري متجمع (صاعد او نازل)
 ٢ - نحدد الفئة الوسيطية ونعين التكرار المتجمع السابق للفئة الوسيطية
 ٣ - نحسب الوسيط باستخدام، الوسيط = الحد الادنى للفئة الوسيطية . +
 (ترتيب الوسيط ـ التكراري المتجمع الصاعد السابق للفئة الوسيطية)
 التكراري الاصلي للفئة الوسيطية × طول الفئة .

واذا اخذنا المثال الخاص بوزن ٤٠ طالب السابق عرضه فاننا نصل الى الوسيط على النحو التالي:

 $= \circ \times^{\frac{r}{r}} + \cdot \cdot$ 

التكوار المتجمع الصاعد	التكوار	الفئات
٤٠	١	149 - 140
٣٩	1	145 . 14.
٣٨	,	179 - 170
٣٦	٣	175 - 17.
٣٣	٣	109 - 100
٣٠	٥	102 - 10.
٣٠ ,		129 - 120
70	٨ الفئة الوسيطية	129 - 120
١٧	٦ التكرار المتجمع	122 - 12.
	السابق للفئة الوسيطية	
11	٦	189 - 180
٥	١	18 - 18.
Ĺ	٣	119 - 170
\	صفر	112 - 17.

التكوار المتجمع الصاعد	التكوار	الفئات
1	١ - ك (٤٠)	119 - 110

وطبقا لما تقدم فان الوسيط يساوي ١٤٥ +  $\frac{\pi}{\lambda}$  × ٥ = ١٤٥ + ١٤٥ = ١٠٩

او ان نعرضها بصورة القانون السابق فتساوي:  $\times \frac{V-T}{\Lambda} + 150$ 

#### المنوال Mode

المنوال هو القيمة التي تكرر اكثر من غيرها اي هي القيمة الاكبر تكرارا، وعلى ذلك فانه يقع في الفئة ذات اكبر تكرار، ونعرف هذه الفئة بالفئة المنوالية، فاذا كان لدينا توزيع تقديرات ١٠٠ طالب في احد مواد الامتحان ممتاز (٧) جيد جدا (١٣)، جيد (٢٧) مقبول ٤٠، صعيف (٨)، ضعيف جدا (٥)، فان المنوال هنا هو تقدير (مقبول) ذلك لانه يمثل تقدير اكبر عدد من الطلبة.

ولدينا مجموعة درجات (٩) تلاميذ كانت على الوجه التالي: ٢٥ - ٢٧ - ٢٨ - ٢٨ والمطلوب ايجاد المنوال، هنا لا نجد اي درجة تتكرر وعلى ذلك فان هذه المجموعة لا منوال لها.

وقد نجد في بعض التوزيعات ان المكرار يرتفع الى قدة ثم ينخفض ثانية،

ولكنه يعود الى الارتفاع الى قمة اخرى، وعلى ذلك فان هذا التوزيع يكون له اكثر من منوال.

ويمكن حساب المنوال من توزيع تكراري، ذلك انه في حالة وجود توزيع تكراري لدينا، فان المنوال هو مركز الفئة المنوالية التي يوجد فيها اعلى تكرار، ففي مثال اوزان الطلاب البالغ عددهم اربعين طالباً، فان اعلى تكرار وهو ٨ وهو للفئة ١٤٥ - ١٤٩، والتي مركزها هو ١٤٧، وهذه الدرجة هي درجة المنوال، اي ان المنوال هنا باختصار انما يمثل القيمة الاكثر شيوعا وهي القيمة التي تناظر قمة المنحنى الذي يمثل التوزيع التكراري.

على ان نلاحظ ان هناك طرقا مختلفة لحساب المنوال، على ان هذه الطرق المختلفة تعطي نتائج مختلفة، والسبب في ذلك يرجع الى ان هذه الطرق تقريبية وتختلف عن بعضها في درجة الدقة وفي التقريب.

# أ .. ايجاد الوسيط برسم المنحني المتجمع الصاعد أو النازل:

يمكن لنا ايجاد قيمة الوسيط برسم المنحنى المتجمع الصاعد بتعيين النقطة بن على المحور الرأسي، من هذه النقطة نرسم مستقيا أفقيا يقطع المنحنى وي نقطة نسقط منها عمودا على المحور الأفقي فيقابله في نقطة تكون هي الوسيط. وبالمثل يمكن لنا ان نحصل على نفس القيمة باستخدام المنحنى التكراري المتجمع النازل (انظر الرسم رقم ١).

# ب \_ ايجاد الوسيط بالرسم من المنحنى المتجمع الصاعد والمتجمع النازل:

ومن الممكن أيضا اذا رسمنا المنحنيين الصاعد والنازن على نفس المحاور فانه يمكن لنا تعيين قيمة الوسيط وهو يساوي الاحداثي الأفقي لنقطة تقاطع المنحنيين فاذا نحن اسقطنا عمودا من نقطة تقاطعها على المحور الافتي، فانه يقطعه في نقطة (م) ويكون البعد (م) هو الوسيط.

واذا رجعنا الى الجدول الخاص بدرجات (١٠٠) طالب في امتحان اللغة العربية والتي كان توزيعها على النحو التالي بتكراريها المتجمع الصاعد والنازل:

النكوار المتجمع النازل	التكرار المتجمع الصاعد	التكرار ك	ف الفئات
٣	1	٣	71 - 7.
11	<b>9</b> V	Ä	09 00
7 £	٨٩	14	02 _ 0+
٣٩	٧٦	10	٤٩ _ ٤٥
٥٩	71	7.	٤٤ - ٤٠
٧٥	٤١	١٦	T9 - T0
۸۸	. 40	14	٣٤ - ٣٠
9.7	1 7	٩.	T9 - T0
1	٣	٣	7£ - T.

فانه يمكن لنا عن طريق الرسم الحصول على الوسيط والرسم التالي يوضح كيفية ايجاد الوسيط:

- ١ ـ نرسم المحور الافقي وهذا يمثل الفئات والمحور الرأسي يمثل التكرار «ت».
- ٢ ــ نسقط عمود من نقطة تقاطعيها على المحور الافقي فيقطعه في نقطة (م)
   وهذه النقطة هي الوسيط وهو هنا يساوي (٤٢) درجة. (انظر الرسم رقم ١)

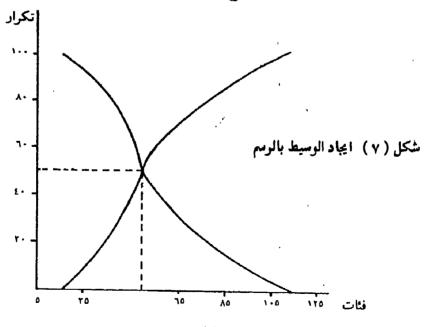
## حساب المنوال بالرسم من التكرار المهد

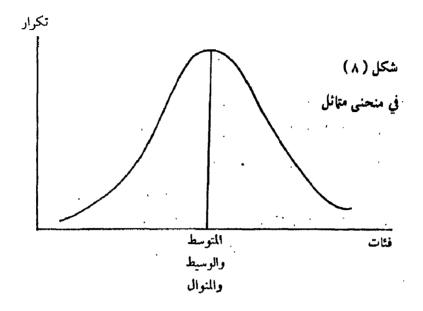
نرسم المنحنى التكواري الممهد للتوزيع، ونسقط عمود من قمة المنحنى على المحور الافقي، فتكون نقطة تقاطع هذا العمود مع المحور الافقي هي قيمة المنوال، وهذا العمود نسمية خط أكبر تكوار، والشكل التالي يبين قيمة المنوال من المنحنى التكراري لدرجات (١٠٠) طالب في امتحان اللغة العربية، ومن الرسم يتبين ان المنوال يساوي (٤٢).

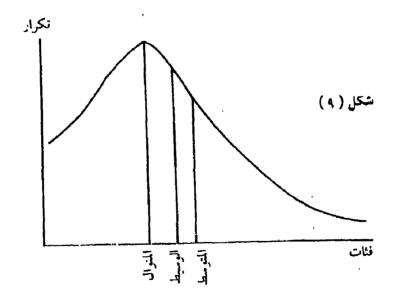
على ان نلاحظ ان قيمة المنوال في هذه الحالة تتوقف على دقة الرسم ودرجة الدقة في تمهيد المنحنى، لأن القيمة تتوقف على هذا التمهيد (انظر الرسم رقم ٢)

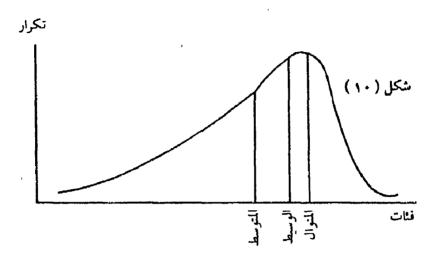
مقارنة بين المتوسطات الثلاثة: المتوسط، الوسيط، المنوال

- ـ في التوزيع المتاثل تكون هذه المتوسطات الثلاة متطابقة.
- ـ ان المتوسط الحسابي يستخدم في حسابه جميع القيم، لذا فهو أدق هذه المتوسطات الثلاثة.
- ـ الوسيط أو المنوال لا يتأثران بالقيم المتطرفة، كما انه في حالة الجداول التكرارية المفتوحة يمكن الحصول عليها.
- مالمتوسط الحسابي يتأثر بالقيم المتطرفة، كما انه في الجداول التكرارية المفتوحة يتعذر حسابه.
- المتوسط الحسابي في التوزيعات المئوية يتجه عادة ناحية الطرف المدبب أي الملتوي بينا الوسيط يقع عند منتصف المسافة التي يمثلها التوزيع. والاشكال الثلاثة تبين موضع هذه المتوسطات الثلاثة :-









# متى يفضل استخدام مقاييس النزعة المركزية؟

## أولا \_ المتوسط الحسابي:

يفضل استخدام المتوسط الحسابي:

أ \_ اذا كان توزيع العينة التي لدينا مناثلا حول المركز او اعتداليا. ب \_ واذا كنا نريد الحصول على معامل يمكن استخدامه في مقاييس الدلالة او التشتت.

جـ ـ واذا أردنا الحصول على معامل يتمير بقدر كبير من الثبات.

### ثانيا \_ الوسيط:

أ ــ اذا كان التوزيع الذي لدينا توزيعا ملتويا وبه قيما متطرفة جدا . ب ـواذا كان جدول التوزيع لدينا مفتوحا .

- جـ \_ واذا كنا نريد الحصول على معامل في اقصر وقت.
- د ـ واذا كان هدفنا معرفة قيمة لعينة وعما اذا كانت هذه القيمة تقع في النصف العلوي او السفلى للتوزيع الذي لدينا.

#### ثالثا \_ المنوال:

يفضل استخدام المنوال:

أ \_ اذا أريد الحصول على معامل مركزي في أقصر وقت ممكن.

ب \_واذا كان هدفنا معرفة القيمة التي يتفق فيها اغلب أفراد المجموعة التي لدينا.

# تمارين

### تمرين (١):

### المطلوب:

- ١ \_ حساب الوسيط من الجدول التكراري بالطريقة الحسابية.
- ٢ ــ رسم المدرج التكراري على ان يمثل التكرار بمستطيل مرسوم على الفئة
   كلها ـ
- ٣ '- رسم المنحنى التكراري على ان نضع النقط التي تمثل التكرارات في نهاية الفئة.

### تمرين (٢):

الدرجات التالية تمثل دخول ٥٠ أسرة مصرية:

- TE - TO - ET - TK - TX - TY - TE - TO - TY

- 1V- TT- TV- TO- TT- 19- 10- TV- TA

- 0 - TV - X - 19 - TT - TO - TV - TX - 17

- 10 - TT - T9 - T7 - T7 - E7 - TA - T5 - T7

. 12 - TY - TT - 0 - 1 A - TO - TA - TY - TT - 10

#### والمطلوب:

- ١ \_ وضعها في جدول تكراري مدى كل فئة فيه (٥).
  - ٢ ـ استخراج المنوال في هذا الحجدول التكراري.
- ٣ ـ رسم المضلع التكراري على ان تعبر عنه تكرار كل فئة بنقطه توضع في مركز الفئة تماما.

# الفصل الثالث

# مقاييس التشتت Measures of dispersion

سبق ان بينا قيمة مقاييس النزعة المركزية : المتوسط الحسابي، والوسيط والمنوال في انها تصف المجموعة بقيمة واحدة بستعاض بها عن عدد كبير من القيم التي تكون مجموعة القيم المعطاة لنا . كما انها تبين لنا القيم المتوسطة لما بين ايدينا من ارقام، ولكن هل يكفي احد هذه المقاييس، او اثنين منهم، وليكن المتوسط الحسابي او الوسيط لوصف قيم المجموعة التي لدينا وصفا كاملا، والمقارنة بينها وبين قيم مجموعة أخرى ؟

ولنعطى المثال التالي:

بحوعتان كل منها خس عال وخس عاملات، وكانت درجاتهم في المتحان محو الأمية كالآتي:

فالمتوسط الحسابي لكل من هاتين المجموعتين يساوي ( ١١)، كذلك فان الوسيط لكل منها يساوي ( ١١)، ولكن هل نستطيع القول بأن المجموعتين متعادلتين فها يقيسه هذا الامتحان؟

الحقيقة ان النظرة السريعية تبين ان درجيات مجموع العمال متقياربية ، بينا درجات مجموعة العاملات منتشرة Scattered ، او مبعثرة او مشتتة ، وهذا يعني أنه رغم اتفاقهم (أي المجموعتين) في المتوسط والوسيط ، الا ان هناك فروقا كبيرة بين افراد مجموعة العاملات عنها بين افراد مجموعة العمال . وهذا يعني ان

قيم مجموعة العاملات اكثر تبيانا Variance من قيم مجموعة العمال، أي ان قيم مجموعة العمال اكثر تجانسا من قيم مجموعة العاملات.

لذلك فان الباحث ينبغي عليه الا يكتفي بحساب المتوسط او استخدام مقاييس النزعة المركزية، بل ينبغي ان يكون لديه الى جانب ذلك مقياس للتشتت يوضح له مدى تباعد او تقارب القيم التي لديه بعضها ببعض، اي هدى اختلافها وتوزيعها، بمعنى مدى تشتتها، ومقاييس التشتت متعددة

اهمها

Range semi inter- quartile range mean deviation standard deviation المدى المطلق تصف المدى الربيعي الانحراف المتوسط الانحراف المعياري

### المدى المطلق Range

المدى كم سبق ان عرفنا (ص ٧) هو الفرق بين اكبر رقم في مجموعة الارقام المعطاة لنا واصغر رقم فيها . فلقد كان رقم (١٧٦) هو الرقم الذي يدل على اكبر وزن في مجموعة الد (٤٠) طالب، ورقم (١١٩) هو الرقم الذي يدل على اصغر وزن في هذه المجموعة وكان الفرق بين (١٧٦) و الذي يدل على اصغر وزن في هذه المجموعة وكان الفرق بين (١٧٦) و (١٩١) هو (٥٧) وهذا الرقم الاخير هو ما نطلق عليه المدى .

واذا اخذنا الارقام التالية لمعرفة المدى المطلق لها:

۹۷ - ۹۳ - ۹۱ - ۸۹ - ۸۸ - ۸۸ - ۸۸ - ۹۸ - ۹۷ - ۷۰ ، فنجد انه: ۹۷ - ۷۰ - ۲۷ - ۲۷ .

ولنجاول ايضا ان نحصل على المدى المطلق للارقام التالية: ٣٠ ـ ٣٥ ـ ٣٠ ـ ٣٦ ـ ٣٨ ـ ٣٦ ـ ٣٣ ـ ٣٠ ـ ٣٠ . ٣٠ . ٠٠ فنجد انه يساوي ٨٠ ـ ٣٠ ـ ٣٠ .

وبمقارنة المجموعتين الاخيرتين، نجد ان المدى المطلق في المجموعة الاولى

يساوي (77)، وإن المدى المطلق في المجموعة الثانية يساوي (6.0)، اي ان التشتت في المجموعة الثانية اكبر منه في المجموعة الاولى، وهذا غير صحيح، فلو حذفنا الرقم المتطرف في المجموعة الثانية وهو (6.0)، فإن المدى سوف يكون 6.0 0.0

امتحن ثلاثة مجموعات من التلاميذ في الرياضة الحديثة، وكانت اقل درجة حصل عليها تلميذ (١١٠)، أي ان المدى المطلق لكل من المجمسوعات الثلاثة يساوي ١١٠ — ١٠ = درجة، وكانت الجداول التكرارية على النحو التالي:

ة الثالثة	الجموعا	المجموعة الثانية		ة الأولى	الجموعا
ك.	ڧ	હ	ف	ك	ف
١.	1.	. <u>£</u>	١.	,	١.
1.	٧.	11.	4.	صفر	۲٠
1.	۳٠	٨	٣٠	صفر	٣٠
1.1.	٤٠٠	112	٤.	صفر	٤٠
,1.	٥٠	10	, 0 •	. صفر	٥٠
١.	٦٠	11	٦.	20	٦.
١.	٧٠	۲٠	٧٠	44	, v•
. 1.	٨٠	1:	۸٠	۲.	۸۰
١٠	٩.	٨	۹, ۰	۲.	٩٠
١٠	١٠٠	٦	1	صفر	١
١.	11.	٤	١١.	\	11.
11	المجموع •	11	المجموع •	11	الجموع ٠

ونلاحظ على هذه الجداول ان قيم المجموعة الاولى اقل انتشارا من قيم

المجموعة الثانية ، ذلك ان القيم تتجمع حول المتوسط، وان قيم المجموعة الثانية اقل انتشاراً من قيم المجموعة الثالثة، والمحصلة العامة لهذا أن المدى المطلق لا يعطي دلالة واضحة لمدى توزيع وانتشار القيم، لذلك نقول:

- انه يتوقف على درجتين فقط الدرجة الاكبر والدرجة الاصغر، وقد تكونا متطرفتين لا تمثلان المجموعة التي ينتميان اليها.
  - ـ يصعب عن طريقة مقارنة مدى عينتين مختلفتين في الحجم
- اذا كان هناك انفصال بين الفئات المتطرفة، فانه لا يمكن الاعتاد عليه واستخدامه لانه سوف يؤدي الى اخطاء لا محالة. اذن، فالمدى المطلق لا يعطي دلالة واضحة لمدى انتشار القيم وتوزيعها، لـذلك نلجاً الى مقاييس اخرى لتبيان الاختلاف او التشتت، ومها نحاول التخلص من أثر القيم المتطرفة التي قد تنحو ناحية التطرف الشاذ.

لماذا لا نستطيع الاعتاد على المدى المطلق في مقارنة مدى عينتين مختلفتين في الحجم . اي في تشتت عينتين . ؟

## inter- quartile range نصف المدى الربيعي

بعد ان تبين لنا عيوب المدى المطلق Range، فاننا نبحث عن مقياس آخر للبشتت يتلافى ما في المدى المطلق من عيوب. ولقد كان العيب الاساسي للمدى المطلق هو اهتمامه بالقيمتين المتطرفتين، لذلك فاننا في مقياس التشتت الذي نحن بصدده، وهو نصف المدى الربيعي، سوف نستغني عن هاتين القيمتين المتطرفتين اللتين يهتم بهما المدى المطلق، ونهتم بالجزء المتوسط من القيم والذي لا يتضمن الربع الأول ولا الربع الأخير من القيم، وانما الذي يحتوي على قيمتين عما القيمة التي يقل عنها ربع عدد المجموعة فقط، والقيمة التي يؤيد عنها ربع افراد المجموعة فقط.

ولقد سبق لنا أن رأينا في الوسيط Median أن القيمة التي تقسم مجموعة القيم

الى نصفين، احدها يحوي قيا اكبر منه او متساوية، والثاني يحوي قيا اصغر منه او متساوية، ولو قمنا بنفس هذا التقسيم على النصفين اللذين اليها انقسمت المجموعة الاصلية، لانقسمت المجموعة كلها الى اربعة اقسام متساوية واصبح كل قسم من هذه الاقسام الاربعة المتساوية يسمى ربعا. فلكل مجموعة اربعة ارباع، ولكن كل نقطة من نقط التقسيم تسمى بالربيع، ونقط التقسيم هنا ثلاث نقط، اي ان كل مجموعة لها ثلاث ربيعات. فنحن اذا عددنا افراد أية مجموعة مبتدئين باقلها قيمة حتى نصل الى ربع افراد هذه المجموعة، فإن النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة ويقع تحتها ربع مجموع افراد هذه المجموعة اي ٢٥٪، هي ما تسمى بالربيع الأدنى المجموعة مبتدئين باكبرها قيمة حتى نصل الى ربع افراد المجموعة، كانت النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة والتي يقع تحتها ربع افراد المجموعة، كانت النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة والتي يقع تحتها ربع افراد المجموعة، كانت النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة والتي يقع تحتها يكون هو الربيع الثاني (٢٠) او (Q2) أي النقطة التي يقع تحتها عكن من يكون هو الربيع الثاني (٢٠) او (Q2) أي النقطة التي يقع تحتها عكن الخالات.

فالربع اذاً جزء من المجموعة بينا الربيع هو نقطة تحدد نهاية الربع.

## طريقة ايجاد نصف المدى الربيعي:

١ \_ نحسب كل من الربيعين الاول والثالث

٢ \_ نطرح الربيع الاول من الربيع الثالث، فيكون الناتج هو المدى الربيعي.

٣ \_ بقسمة المدى الربيعي على (٢) يكون الناتج نصف المدى الربيعي.

# كيف نحسب الربيع الأدنى والربيع الأعلى:

١ ــ رتبة الربيع الأدنى : ن لي الكلية المجموعة المجموعة المجموعة المحموعة المحم

- ۲ ـ اما رتبة الربيع الأعلى  $\frac{\dot{u}}{2}$   $\times$   $\times$  ) او ان نطرح رتبة الربيع الأدنى من مجوع القيم الكلية .
- ٣ ـ نوجد قيمتي الربيعين بنفس طريقة ايجادنا للوسيط، واليك جدول التوزيع التكراري التالي ولنحاول ان نحصل على نصف المدى الربيعي منه، وهو يمثل درجات مجموعة مكونة من (١٦٤) طالبا في مادة اللغة الانجليزية:

تكوار متجمع صاعد	ట		ف
١٦٤		٣	× 10
.171		٥	<b> </b>
١٥٦	r	٥	, Yo
101	•	١.	٧٠
		٠.	، ٦٥ (فئة
. •			الربيـــع الأعلى)
١٢٩ نقطة الربيع الأعلى		١٥	→ 7·
112	,	۲.	٥٥
9.2		۲٧	٥٠
٦٧		44	٤٥
			٤٠ (فئة
22 نقطة الربيع الأدنى		١٥	الربيع الأدنى)
19		١٣	10
17		11	٣٠
٤		٤	70
صفر		صفر	۲٠
	ن ۱٦٤	مج ا	

الربيع الأدنى والربيع الأعلى:

رتبة الربيع الأدنى 
$$=\frac{172}{2}=13$$

رتبة الربيع الأعلى  $=\frac{172}{2}\times 7=17$ 

رتبة الربيع الأعلى  $=\frac{172}{2}\times 7=17$ 

الربيع الأدنى  $=0.2+10$ 

تكوار متجمع صاعد	ਪ	ف
1	٣	٦٠ '
44	٨	٥٥
44	۱۳	٥٠
٧٦ ـ نقطة الربيع الأعلى	10	فئة الربيع الاعلى ← ٤٥
71	۲.	٤٠
٤١ ـ نقطة الربيع الادنى	17	فئة الربيع الادنى ← ٣٥
40	۱۳	۳.
١٢	٩	70

تكرار متجمع صاعد	ك	ڧ
٣	٣	۲.
١	مجدك	

$$V, ro = \frac{15, V}{r} = \frac{ro - 59, V}{r} = \frac{15, V}{r}$$
نصف المدى الربيعي

ويلاحظ أن الربيع الأدنى موجود في الجدول التكراري ولا يحتاج الى حساب، بينا نجد أن الربيع الأعلى جزء منه متضمن في الفئة (٤٠ -) والجزء الآخر في الفئة (٤٥ -) ولما كان الربيع تساوى (٧٥)، فأنه في الفئة (٤٥ -) يوجد ١٤ طالباً من التكرار (١٥) وعلى ذلك حسب الربيع الأعلى على النحو الذي تم عليه.

واذا عدنا للمثال الخاص باوزان الـ (٤٠) طالباً (انظر ص ٣٥)، فاننا نحصل على نصف المدى الربيعي على النحو التالي:

التكرار المتجمع الصاعد	ك	ن
٤٠	١	1 7 0
	1	14.
٣٨	۲ .	170
77	٣	17.
٣٣ نقطة الربيع الأعلى	۳ .	فئة الربيع الاعلى ١٥٥
٣٠	٥	10.
۳٥ -	٨	120
١٧	٦	12.
١١ نقطة الربيع الادنى	٦	فئة الربيع الادنى ١٣٥
٥	١ .	14.
٤	٣	140
1	صفر	14.
1	١,	110
,	عب ك ٤٠	

الربيع الاعلى = ١٥٥ (وهذا موجود في الجدول التكراري ولا نحتاج الى حسابه)

$$V,9 = \frac{10,\Lambda}{r} = \frac{100,\Lambda}{r} = \frac{100,\Lambda}{r}$$
 اذن  $=$  نصف المدى الربيعي

### الانحراف المتوسط: Mean Deviation

يتميز الانحراف المتوسط عن كل من المدى المطلق ونصف المدى الربيعي بانه (أي الانحراف المتوسط) يتناول جميع القيم المعطاة لنا في المجموعة، ومن ثم يتأثر بها، ذلك ان المدى المطلق ونصف المدى الربيعي يقصران حسابها على قيمتين فقط من القيم المعطاه في المجموعة، فالمدى على سبيل المثال يأخذ أكبر قيمة واصغر قيمة في المجموعة ونصف المدى الربيعي يقتصر على الربيع الأدنى والربيع الأعلى، لذلك نستطيع القول دون تحفظ ان الانحراف المتوسط أدق من كل من المدى ونصف المدى الربيعي في قياس التشتت.

وتقوم فكرة الانحراف المتوسط على حساب انحراف كل قيمة من قيم المجموعة المجموعة ، فالمدى على سبيل المثال بأخذ اكبر قيمة واصغر قيمة في المجموعة ونصف المدى الربيعي يقتصر على الربيع الأدنى والربيع الأعلى ، لذلك نستطيع القول دون تحفظ ان الانحراف المتوسط أدق من كل من المدى ونصف المدى الربيعى في قياس التشتت .

وتقوم فكرة الانحراف المتوسط على حساب انحراف كل قيمة من قيم المجموعة عن المتوسط الحسابي، ذلك ان اختلاف (اي تباين) او اتفاق (اي المجموعة عن المتوسط، المجموعة يظهر من مدى اقترابها او ابتعادها عن المتوسط، فالقيم تكون منسجمة اذا ما تجمعت حول المتوسط ومتباينة كلم أبابتعدت عن التجمع حول المتوسط، وقد يحدث نادرا ان يكون الانحراف مأخوذا عن الوسيط Median او اي قيمة متوسط اخرى.

### كيفية حساب الانحراف المتوسط:

- ١ ـ حساب المتوسط الحسابي للقيم المعطاة لنا.
- ٢ ـ حساب انحراف (أي بعد) كل قيمة عن المتوسط الحسابي.
- حمع الانحرافات دون اعتبار للاشارة (سواء أكانت موجبه او سالبه)
   ذلك ان من اهم خواص المتوسط الحسابي ان مجموع الانحرافات عنه
   الموجبة والسالبة متعادلة.
  - ٤ ـ حساب متوسط هذه الانحرافات بقسمه محوعها على عدد القيم المعطاة لـ
     ويكون المتوسط هذا هو نفسه الانحراف المتوسط.

اعطيت لك القيم الآتية:

02 ـ 20 ـ 21 ـ 11 ـ 27 ـ 20 ـ 21 والمطلوب حساب الانحراف المتوسط لها لمعرفة مدى تشتتها:

الاغراف عن المتوسط	القم
٠.	٥٤
صفر ا	. 20
۱٦ -	44
17	71
۲ –	٤٣
Y	٥٢
18 -	*1
TT -	710
<b>**</b> +	

المتوسط الحسابي ٣١٥ ÷ ٧ = ٤٥

مجموع الانحرافات = ٣٢ + ٣٢ = ٦٤ اذن الانحراف المتوسط = ٦٢ ÷ ٧ = ٩,١٤

حساب الاغراف المتوسط من جدول تكواري:

الجدول الثالث يمثل الفئات والتكرارات لجموعة من الطلاب عددهم ١٣٦ طالباً في اختبار للميول المهنية والمطلوب حساب الانحراف المتوسط لمعرفة مدى تشنت هذه الفئات:

التكوارات	الفثات .
17	71
٨	٦.
٩	٦٥
١٢	07
12	1.1
17	11
٧٠	1.
11	77
10	44
١٦	۲۸

طريقة حساب الانحراف المتوسط من جدول انكراري: ١) حساب المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة (انظر ص ٢٣ ـ ٢٥)

ك × ح/	الانحوا <b>ف</b> (حّ)	التكوار (ك)	مركز الفئات	الفئات
7.	٥	١٢	77	72
44	٤	٨	7.5	٦٠
. **	٣	٩	۵۸	٥٦
٠ ٢٤	۲	14	0 2	٥٢
١٤	١	1 £	٥٠	٤٨
صفر	صفر	١٦	٤٦	٤٤
۲۰ –	صفر - ۱	۲.	٤٢	٤٠
۲۸ -	ند ۲	١٤	٣٨	٣٦
٤٥ _	۳ - ۰	10	۳٤	٣٢
ላ 18 _	٤ -	١٦	۳.	۲۸
-104		١٣٦		
107 **	,	1		
صفر		,		

المتوسط الحسابي = مركز الفئة الصفرية + بحب  $\times$  طول الفئة أي = 12 + صفر  $\times$  2  $\times$  1  $\times$  2  $\times$ 

٢) ايجاد الفرق بين مراكز الفئات والمتوسط الحسابي دون اعتبار للاشارة سالبة
 كانت ام موجبة:

يراف مواكز الفئات عن المتوسط الحسابي ( /ح/ )	مراكز الفئات (ف) انح
. ۲.	٦٦
17	7.7
, <del>\$</del>	٥٨

انحراف مراكز الفئات عن المتوسط الحسابي ( /ح/ )	مراكز الفئات ( ف)
٨	0 £
٤	٥٠
صفر	٤٦
٤	٤٢
٨	۲۸.
٣٤	11
١٦	۳.

٣) ايجاد الانحراف المتوسط بضرب انحراف مركز كل فئة في التكرار وقسمه المجموع الكلي الناتج على مجموع التكرارات أي مجموع الكلي الناتج على مجموع التكرارات أي

/ ح/ X.ك	ك	/ح/
72.	۱۲	۲.
۱۲۸	٨	١٦
۱۰۸	٩	14
97	١٢	٨
٥٦	١٤	٤
صفر	17	صفر 2
صفر ۸۰	۲.	٤
117	12	٨
١٨٠	10	١٢
707	17 %	17
بح/ح X ك = ١٧٥٦	مج ك = ١٣٦	

 $9,72 = \frac{1707}{177} = 1707$ 

واليك مثال آخر: فالجدول التالي يبين درجات (١٠٠) طالب في المتحان اللغة العربية، والمطلوب استخراج الانحراف المتوسط لقياس مدى تشتت درجاتهم:

التكوار	الفئات
٣	٦.
۸.	٥٥
1.	۰, ٥
1.0	٤٥
۲٠	٤٠
17	70
18	٣.
٠, ٩	40
٣	7.

الجل: ١) ايجاد المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة:

ك ح/	ح/	ك	مركنز الفئة	ف
14	٤	٣	77,0	٦.
45	٣	٨	٥٧,٥	٥٥
۲٦	۲	١٣	07,0	٥٠

ك ح/	/ح	ك .	مركز الفئة	ف
١٥	١	10	٤٧,٥	٤٥
صفر	ضفر	۲.	27,0	٤٠٠
۱٦ _	١	١٦	44,0	40
۲٦ _	۲ -	١٣	84,0	٣٠
۲۷ -	۳	٩	۲۷,۵	. 40
۱۲	· 1. –	۴	77,0	۲.
٧٧		١٠٠		
۸۱ –		,		
٤ _				].

 $0 \times \frac{\xi-}{1} + \xi + \xi = 0$ المتوسط الحسابي = 0

 $= 27,0 = 0 \times 0$  = 27,0 = 0  $\times 0$  = 27,0 = 17,0 = 17,0 = 17) الانحراف المتوسط (أ) حساب انحراف مراكز الفئات عن المتوسط الحسابي (/ح/)

انحراف مراكز الفئات عن المتوسط (/ح/)	مواكز الفئات
Y • , Y	٦٢,٥
10,7	٥٧,٥
1.,٢	07,0
0,7	£ Y,0
صفر .	٤٢,٥
٤,٨	۳٧,٥

انحراف مراكز الفئات عن المتوسط (/ح/)	مراكز الفئات
٩,٨	<b>TT,0</b>
١٤,٨	Y V,0
19,4	77,0

# (ب) استخراج مجـ ك×/ح/

۲۰۰۲	7.,7	۲
70171	10,7	٨
18781	1.,7	14
۰ر۸۷	0,7	10
صفر	صفر	۲۰ ,
۸ر۲۷	٤,٨	١٦
٤ر١٢٧	٩,٨	14
۲ر۱۲	۸ر۱۶	٩
3090	19,4	٣
YA9.7		

الانحراف المتوسط = مجم ك X / ح/ أي أن

 $V.\Lambda$ ٩٦ =  $\frac{V\Lambda 9,7}{1..}$  = الانحراف المتوسط

واليك مثال ثالث: التوزيع التكراري التالي ببين اوزان ٤٠ طالباً، المطلوب ايجاد الانحزاف لتبيان تشتت هذه الأوزان:

التكوار	الفئات
1	. \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \
١	١٧٠
۲	170
٣	17.
۴,	100
٥	10.
٨	150
٦	12.
. ٦	100
١	1 7,• .
٣	170
صفر	17.
\	110
بعـ ك ٤٠	

الحل:

# ١) ايجاد المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة:

(كح/)	ح/	ك	مركز الفثات	الفئات
7	٦	<b>)</b> ,	177,0	۱۷۵
٥	٥	١	177,0	١٧٠
٨	٤	۲	177,0	١٦٥
٩	٣	٣	177,0	١٦٠

(ك ح/)	/ح	ك	مركز الفئات	الفئات
٦	۲	٣	104,0	100
٥	1	٥	107,0	١٥٠
صفر	صفر	۸	184,0	110
٦ -	١ -	٦	127,0	16.
17 -	۲ -	٦	187,0	170
٣ -	٣ _	١.	144,0	14.
17 -	٤ -	٣	144,0	۱۳۰۵
صفو	0 -	- صفر	177,0	۱۲۰
7 -	٦ _	1	117,0	110
<b>79</b> +		<u>į</u> .		
<u> ۳۹ —</u>	,			
	~			

المتوسط الحسابي = ١٤٧,٥ + صفر  $\times$  ٥ = ١٤٧,٥ المتوسط الحسابي

٢) الانحراف المتوسط (أ) حساب انحراف مراكبز الفئات عن المتوسط الحسابي (/ ح/)

انحراف مواكز الفئات عن المتوسط الحسابي / ح /	مراكز الفئات
۳۰	٥ر٧٧
40	٥ر١٧٢
۲.	٥ر١٦٧
10	٥ر٦٣٢
١.	٥ر٧٥١

انحراف مواكز الفئات عن المتوسط الحسابي /ح/	مواكز الفئات
٥	٥ر١٥٢
صفر	٥ر٧٤٧
0	٥ر١٤٢
١.	٥ر١٣٧
١٥.	٥ر١٣٢ .
۲۰	٥ر٧٢٧
۲٥ . ،	٥ر١٢٢٠
۳	٥ر١١٧

# ( ب) استخواج محمد ك ×/ح/

ك /ح/	/ح/	ك
۳.	٣٠	1
40	. 40	`
٤٠	۲۰	۲
10	١٥	*
۳٠	1.	٣
70	٥.	ø
صفر ُ	صفر	. <b>A</b> '
۲۵ صفر ۳۰	صفر ٥	٦
٦٠	١.	٦
10	10	١
٦.	۲٠	٣
مفو	70	صفر
صفو <u>۳۰</u>	٣٠	١
44.		

$$\frac{\sqrt{z}}{\sqrt{x}} = \frac{\sqrt{x}}{\sqrt{x}}$$
 الانحراف المتوسط

$$9, vo = \frac{vq}{2}$$

نلاحظ مما سبق في الأمثلة التي أعطيناها اننا في الانحراف المتوسط، انما قد استخدمنا كل القيم المعطاة لنا، ولم نقتصر على قيمتين من القيم المعطاة لنا كما حدث بالنسبة للمدى المطلق او نصف المدى الربيعى.

#### الانحراف المعياري Standard Deviation

تبين لنا ان هناك صعوبة قد قابلتنا عند استخدامنا لانحرافات القيم عن وسطها الحسابي كأساس لمقياس التشتت. وهذه الصعوبة هي الاشارات السالبة التي كنا نهملها. واتخذنا الانحراف المتوسط كمتوسط مجموع الانحرافات دون اعتبار للاشارة، ولكن في الانحراف المعياري وجدنا طريقة أخرى للتغلب على صعوبة الاشارات السالبة، وهذه الطريقة هي تسربيع الانحرافات، أي ضربها في نفسها فتصبح كلها موجبة، ذلك أن  $(- \times - = +)$  وان (+ + + +).

وعلى سبيل المثال، لو اخذنا القيم الآتية لا يجاد الانحراف المعياري لها = 0.00 = 0.00 = 0.00 = 0.00 = 0.00 = 0.00 = 0.00 = 0.00 المتوسط الحسابي لهذه القيم وهو هنا يساوي (20)، ذلك ان مجموع القيم (٣١٥)، وعدد القيم (٧)، فالمتوسط اذن يساوي = 0.00

ثانياً = حساب انحراف الفئات عن المتوسط، ويوضح ذلك الجدول التالي

موبع الانحراف عن المتوسط	الانحراف عن المتوسط	القيم
	٩	
۸۱	صفر	٥٤
صفر	17-	٤٥
707	١٦	44
<b>.</b>	۲ –	٦١
٤	٧	٤٣
٤٩	١٤ -	٥٢
197	۳۲ _	٣١
<b>A£Y</b>	77	مجہ ۳۱۵

ثالثاً = تربيع الانحراف عن المتوسط، أي ضرب كل رقم في نفسه حتى نقضى على الاشارات السالبة، وهذه الخطوة واضحة في الجدول السابق.

رابعاً = حساب متوسط مربعات الانحراف، ويكون ذلك بقسمة بحموع مربعات الانحراف عن المتوسط على مجموع القيم أي  $\frac{\Lambda \Sigma \Upsilon}{V} = 17.7$  ومتوسط مربعات الانحراف هذا هو الذي نطلق عليه لفظ التباين Variance

خامساً = حساب الانحراف المعياري وهذا ما هو الا الجذر التربيعي لمتوسط مربعات الانحراف أي = ١٢٠,٣ = ١٠,٩٦٧ ، اي ان الانحراف المعياري يساوي ١٠,٩٦٧ .

## حساب الانحواف المعياري من جدول تكراري:

اذا اخذنا الجدول التكراري السابق (انظر ص ٦٠) إلجناص بدرجات (١٣٦) طالب في اختبار الميول المهنية لحساب الانحراف المعياري له، فإننا

نتبع الخطوات الآتية: ١) حساب المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة:

(A)	(v)	(1)	(0)	( <u>i</u> )	(٣)	(٢)	(1)
ك ح/	كح	ح	ك × ح/	ح	ك	مركز	ف
		, i				الفئات	
14	72.	7.	٦٠	٥	۱۲	77	ኘደ
Y EA	۱۲۸	17	44	Ĺ	٨	٦٣	٦٠
1797	۱۰۸	۱۲	44	٣	٩	٥٨	٥٦
AFV	47	٨	72	۲	١٢	01	٥٢
772	٥٦	٤	1 £	\	12	٥٠	£٨
				صفر	17	٤٦	ii
WK.+	۸۰-	í -	۲۰	١-	۲٠	٤٢	
۸۹٦	114-	۸	۲۸	۲ ـ	11	<b>۴۸</b>	**
117.	١٨٠ -	14-	٤٥ ــ	٣	10	۳ <u>.</u> ٤	۳۲
1.97	707-	۱٦_	` 7£ -	ž <b>–</b>	17	٣٠	44
7277	778-		104-	,	بج ١٢٦		
	٦٢٨	,	. 107				
	صفر		صفر.				

المتوسط الحسابي = 12 +  $\frac{صفر}{177}$  × 2 = 13

٢) ايجاد انحراف مركز كل فئة عن المتوسط الحسابي دون اهمال
 للاشارات السالبة (العمود السادس) انظر ص.

٣) ايجاد حاصل ضرب كل انحراف في تكرار الفئة أي ك X ح (وهذا نحده في العمود السابع).

٤) ضرب حاصل ضرب السابق (العمود السابع أي ك ح) في الانحراف العمود السادس أي ح) مرة ثانية.

٥) ايجاد مجموع حاصل ضرب العمود السادس أي (ح) في العمود السابع أي (ك ح) ووضعها في عمود ثـامـن يسمـى (ك ح) وهـو هــا يســاوي ٧٤٧٢.

٦) نقسم المجموع الذي حصلنا عليه في الخطوة السابقة (العمود الثامن)
 على مجموع التكرارات (١٣٦) ثم نوجد الجذر التربيعي لخارج القسمة هذه
 والناتج لهذا يكون هو الانحراف المعياري، ويوضع في هذه الصورة التالية:

$$\begin{array}{c}
\sqrt{2}\sqrt{2}\sqrt{2} \\
\sqrt{2}\sqrt{2}\sqrt{2}
\end{array}$$

$$\begin{array}{c}
\sqrt{2}\sqrt{2}\sqrt{2}\sqrt{2} \\
\sqrt{2}\sqrt{2}\sqrt{2}\sqrt{2}
\end{array}$$

$$\begin{array}{c}
\sqrt{2}\sqrt{2}\sqrt{2}\sqrt{2}\sqrt{2} \\
\sqrt{2}\sqrt{2}\sqrt{2}\sqrt{2}\sqrt{2}
\end{array}$$

ولنعطي مثالا آخر، وليكن المثال الخاص بالطلاب البالغ عددهم ١٠٠ طالب والذي أجري عليهم امتحان في اللغة العربية (انظر ص)، وكان المتوسط الحسابي في هذا المثال يساوي ٤٢,٣ اي ان المتوسط الحسابي عدد كسري، كما ان الانحرافات كانت ايضا اعداد كسرية، فعملية الحصول على الانحراف المعياري بالطريقة التي اتبعت في المثال السابق سوف تكون معقدة جدا، ذلك لما نحتاجه من عمليات ضرب وتربيع الاعداد الكسرية، لذلك سوف نحاول الحصول على الانحراف المعياري بطريقة مختصرة طبقا للقانون سوف نحاول الحصول على الانحراف المعياري بطريقة مختصرة طبقا للقانون المحياري بطريقة مختصرة طبقا للقانون المحياري بطريقة مختصرة طبقا للقانون

الانحواف × ك ح	التكوار X الانحواف	الانحراف.	التكرار	الفئات
ك ح ۲	ك ح	ح	ك	ف
٤٨	14	٤	٣	7.
44	45	٣	٨	٥٥
. 04	* **	۲	۱۳	٥٠
١٥	10	١	10	£O
صفو	صفر	صفر	4.	٤٠
17	۱٦ ـ	١-	17	40
٥١	<b>۲7</b> ~	٧-	14	۳٠
۸۱	<b>**</b> -	٣-	9	10
٤٨	17-	٤	۲ ا	1.
TAE	<b>YY</b> .			,
	۸) - ٤ -			

نبدأ الخطوة الاولى في الحصول على المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة . والخطوة الثانية تتمثل في ضرب التكرار ك في الانحراف (ح) اي (ك × ح) (العمود الثالث)

والخطوة الثالثة تتمثل في ضرب الانحراف (حَ) الفرضي في ك ح ويكون الناتج (ك ح/ ً) (العمود الرابع)

المتوسط = 
$$0.73 + \frac{2}{1 \cdot \cdot \cdot} \times 0 = 27.3$$

$$| V = 0 \times \frac{2}{1 \cdot \cdot \cdot} \times \frac{1}{1 \cdot \cdot \cdot} \times \frac{1}{$$

الانحراف المعياري $0 = 0 \sqrt{7.7.7}$  الانحراف المعياري $0 = 0 \times 1.97 \times 1.9$ 

ويمكن استخدام هده الطريقة ابصا في مثال ورن الـ ( ٤٠ ) طالب والفئاب والتكرارات كانت على النحو التالي \_

التكوار	الفئات
1	140
١	١٧٠
۲	170
٣	17.
٣	100
٥	10.
٨	120
٦	12.
٦	١٣٥
1	14.
٣	170
صفر	14.
١	110
محه ك = ۲۰	

والخطوة الأولى تتمثل في ايجاد المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة وكان بساوي ١٤٧٫٥ (انظر صفحة ٦٥)

والخطوة الثانية هي ايجاد مربعبات الانحراف الله الفرضية ذلك بضرب الانحراف الفرضي (حَ) في (ك حَ) وعلى ذلك يتكون الجدول الآتي: \_

ك × ح/ <sup>*</sup>	ك ح/	ح/	ك	ف
٣٦	, 7	, <b>1</b> ,	١.,	. 170
40	. 6	٥	١.	14.
77		٤	۲	170
44	4	٣	٣	17.
١٢	7		٣	100
	٥	1	٥	10.
صفر	ا صفو	صفر	, Y	120
1	٦_	١-	٦	12.
1 1	72	۲-	٠ - ١	140
4	٣ ـ .	۰. ۳ ـ	1	14.
٤٨	1,1 -	٤ - ،	٣	. 170
صفر	صفر	0 -	صفر	17.
41	٦ -	٦ -	<b>)</b>	110
•	٣٩ _	. ,	,	عب ك = ١٠
	<b>79</b> +			'
·	صفو			

$$\frac{\sqrt{2} + \frac{1}{2}}{\sqrt{2}}$$
 والجذر التربيعي طبقا للمعادلة  $= \dot{0} = \sqrt{2}$   $= \dot{0}$   $= \dot{0}$   $= \dot{0}$   $= \dot{0}$   $= \dot{0}$   $= \dot{0}$   $= \dot{0}$ 

عرضنا فيا سبق لكيفية الحصول على المتوسط الحسابي من القيم المتقطعة Discrete Values وقلنا انه في حالة محاولتنا الحصول على المتوسط من جدول تكراري لقيم متقطعة، فإن الفرق الوحيد بين الجدول التكراري للقيم المتقطعة والجدول التكراري للقيم المتصلة ان هذا الأخير نستخدم فيه مراكز الفئة، بينا الأول لا تستخدم فيه مراكز للفئة، انما تستخدم القيم المعطاة نفسها، ويكون اختيارنا للقيمة خاضع للمبادىء التي على اساسها نختار مركز الفئة الصفرية (انظر صفحتي ٢٥، ٢٥).

واذا اخذنا المثال السابق لتوزيع عدد الابناء في (١٠٠) عائلة (صفحة ٢٦)، فإن المتوسط الحسابي لعدد افراد هذه العائلات كان (٤,٣٩) وإذا حاولنا أن نحصل على الانحراف المعياري لقياس تشتت هذه الاعداد، فإننا نضيف الخطوات السابقة التي حصلنا منها على المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة الا خطوة واحدة وهي ضرب (كح/) في (ح/) ذاك للحصول على مربعات الانحراف الفرضية (كح/) وهذه الخطوة تظهر في العمود الخامس للجدول التالي: \_

	(0)	( ½ )	(٣)	(٢)	(1)
	الانحواف الفوضي	1	الانحواف	عدد	عدد الابناء في
	(التكرار ×	الانحراف	الفرضي	العائلات	العائلة
	الانحراف)	4			
	ك ×ح/ ً	ك × ح/	ح	ك	ف
	٤A	14-	٤ -	٣	صفر
	٦٣ ٠	¥1. <del></del>	٣-	· <b>Y</b>	•
	11	**-	۲ ــ'	11	۲
	1 £	۱۱ -	·) =	11	٣
	صقر	صفر	صفر	۲٠	£
į	١٦	17	١	17	0
	£A	71	۲ ,	11	٦
	78	. **	٣	΄ γ	· <b>v</b>
	۸۰	۲٠	٤	٥	٨
	, <b>Y</b> 0	. 1,0	0	٣	A
1995	٧٢	14	٦	۲	1.
	٥٢٣	مجدح + ۱۰۸	(1)	مجد ك ==	
Ì	·	79 -	ļ		ĺ

$$\frac{1}{\sqrt{10-0.77}} = \frac{1}{\sqrt{10-0.77}} = \frac{1}{\sqrt{10-0$$

#### مقارنة بين مقاييس التشتت

لقد تبين لنا ان المدى المطلق في المجموعات الكبيرة يمكن أن يكون د فائدة، وان كانت فائدة محددة، وهو من ناحية اخرى اقل مقاييس التشتت ثباتا ودقة، لذلك فهو قليل الاستعمال لتأثره بالقيم المتطرفة الشاذة التي لا تمثل المجموعة التي ينتمي اليها.

كما تبين ايضا ان نصف المدى الربيعي، وان كان اكثر دقة من المدى المطلق لتعرضه للجزء الاوسط من المجموعة، والذي يكون أهمها واكثرها انتظاما، الا انه رغم هذا، فهو ايضا يتعرض لقيمتين هما الربيع الاعلى، والربيع الاذنى فقط.

ولكن الانحراف المتوسط والانحراف المعياري يتلافيا ما في المدى المطلق، ونصف المدى الربيعي من عيوب، ذلك انها يدخلان في حسابها جميع قيم المجموعة.

ولكن متى نستخدم المدى المطلق . . .

- أ ـ اذا أردنا معرفة مدى اتساع التوزيع للقيم المعطاة لنا
  - ب \_ اذا تأكد لنا عدم وجود قيم شديدة التطرف.
  - ومتى يمكن لنا استخدام نصف المدى الربيعي .
  - أ ـ عندما نحتاج لمقياس تقريبي للتشتت في اقصر وقت.
- ب عندما تأكدنا من وجود قيم شديدة التطرف اذا ما قورنت بالقيم الأخرى.
  - ج اذا اردنا الحصول على مقياس للنشتت في جدول تكراري مفتوح.
    - د ـ اذا اردنا معرفة مستوى تركيز القيم حول الوسيط.

### متى نستخدم الانحراف المتوسط والانحراف المعياري؟

كما سبق ان قلنا، فإن كل من الانحراف المتوسط والانحراف المعياري يستخدمان كل القيم المعطاة لنا، الا ان الانحراف المعياري اكثر استخداما من الانحراف المتوسط، ذلك انه يستخدم في طرق احصائية متعددة.

- ونحن نستخدم هذين المقياسين: ــ
- ١ عندما نريد الحصول على معامل للتشتت يتميز بقدر وآخر من الثبات والدقة ويفضل هنا الانحراف المعياري عن الانحراف المتوسط.
- ٢ ـ اذا ما اردنا اعطاء اوزان لجميع الانحرافات تبعا لقربها او بعدها عن
   المتوسط الحسابي .
- ٣ اذا كنا نريد الحصول على معاملات ارتباط او مقاييس للدلالة، فإن
   المعامل الذي يفضل استخدامه في هذه الحالة هو الانحراف المعياري.

وينبغي ان نشير هنا الى ان هذه المقاييس المختلفة لا تؤدي الى نتيجة عددية واحدة، ذلك ان كل منهم ينظر الى التشتت من جانب معين، فالمدى المطلق ونصف المدى الربيعي ينظران الى اتساع التوزيع، بينا الانحراف المتوسط والانحراف المعياري ينظران الى مدى التشتت او تجمع القيم حول المتوسط.

تمارين عامة

تمرين (١) يصور التوزيع التكراري التالي اجور ١٠٠ عاملة بأحد المصانع والمطلوب حساب المتوسط الحسابي لهذه الاجور وايجاد الوسيط لها أيضا:

التكوار	الفئة
٣	
	40
٨	* 9
. 14	**
١٥ .	۲۷
10	٤١
14	٤٥
11	٤٩
٩	٥٣
0	٥٧
۲	71

### تمرين (٢)

اجرى امتحان لمجموعتين من الطلبة والطالبات مجموع كل منها ٣٠ فردا والجدولين التاليين يبينان التوزيع التكراري لامتحانها في مادتي الكيمياء والطبيعة.

أ \_ الطلبة:

التكرارات	الفئات
۲	71.
٣	. a•
٩	٦.
11	V •
٥	٨٠
عجه ك ٣٠	

### ب ـ الطالبات:

التكرارات	الفئات
٣	٤٠
. 0	٥٠
٦	٦.
1.	٧.
٦	۸.
مجـ ٰك ٣٠	,

المطلوب

١ \_ حساب المدى المطلق

۲ ـ نصف المدى الربيعي
 ٣ ـ بيان ايهما اكثر تشتتا واي هذين المقياسين اصلح
 تمرين (٣)

التكوارات	الفئات
. <b>A</b>	10
١٣	۲۰
74	
۲٦	٣٠
77	40
۲.	1.
١٨	٤٥
١٣	٥٠
٣	٥٥

هذا التوزيع انما هو توزيع دخل ١٥٠ اسرة عراقية والمطلوب

(١) حساب الانحراف المتوسط لتباين تشتت هذه الدخول.

(٢) واستخراج نصف المدى الربيعي وتبيان اي المقياسين ادق ولماذا.

#### تمرين (٤)

الجدول التكراري التالي يوضح درجات مجموعة من تلاميذ احدى المدارس الابتدائية عددهم ٦٠ تلميـذا وتلميـدة مـن مـادة الرسم والمطلـوب حسـاب الانحراف المتوسط والانحراف المعياري لهذه الدرجات لقياس مدى تشتتها ، مع الاشارة الى اي المقياسين تفضل، ولماذا ؟

التكوار	الفئات
١٣	۳.
٩	40
٩	۲٠
٩	١٥
١٥	١٠
٥	٥

# الفصل الرابع العينات

### Samples

ولكن هل يمكن لنا قياس الظاهر أو السمة أو القدرة التى نريد قياسها عند كل افراد المجتمع . كالمجتمع المصري مثلا اي هل يمكن لنا معرفة المقاييس الفعلية لجمهور المجتمع كله؟ أي المقاييس البارامترية ؟ Paramemteric measures

انه يصعب علينا هذا بطبيعة الحال، لذلك نلجاً كما يلجاً غيرنا من الباحثين الى دراستها في عينات ممثلة representative.. واختيار العينة اختيارا سليا يجعل النتائج التي نتوصل اليها لا تقل دقة عن تلك التي تسفر عنها طريقة الحصر الشامل.

وهناك شروط معينة لاختيار العينة:

١ - المجتمع الذي سوف نختار منه عينتنا: هل هو عينة من الطلاب الجامعيين أو طلاب المدارس. أو الحرفيين. أو عال المصانع أو عال مصنع معين. من الذكور. أو من الاناث. أو منها معا. وان كانت عينتنا من الاناث. فالاناث العاملات . أو غير العاملات من المتعلمات. أو من غير العاملات . ان الشرط الوحيد هنا هو صدق تمثيل العينة المختارة للمجتمع الأصلى Population .

٢ - حجم العينة . . والعينة الكبيرة عند الاحصائيين هي التي تتكون من ٣٠ فردا أو يزيد . .

ت الفرص المتساوية لوحدات المجتمع الأصلي . . على الباحث أن يتحقق من أنه
 قد أعطى وحدات المجتمع التي تخبر منه عينت فرصا متساوية Equal
 في الاختيار .

### أنواع العينات:

ولاختيار العينة فان هناك طرقا معروفة لهذا الاختيار:

#### العينة العشوائية Random sample

هي عينة مختارة بدون ترتيب أو نظام مقصود فكل أفراد المجتمع الذي اخترنا منه كان لهم فرص متساوية في الاختيار ولم يكن هناك تحيز عند الاختيار، فالعينة العشوائية هي عينة غير متحيزة Unbiassed. فلنفرض أننا نريد اختيار (٦٠) طالبًا من طلاب السنة الأولى بكلية الهندسة لدراسة بعض من السمات الشخصية فلكي نختار اختياراً عشوائياً غير متحيز هو أن نلجأ لكشوف أسماء الطلاب المرقمة ونأخذ الطلاب رقم: ٢، ١٢، ٢٢، ٢٢، ٢٠ ك، كمرى الاختيار لكشوف الدرجات العشوائية ونتخير على أساسها.

#### العينة المقيدة Controlled sample

قد نقوم ببحث علمي تتطلب في عينته سمات أو خصائص معينة .. وقد يكون هذا البحث عن الطلبة الموهوبين، وتكون شروط الموهبة الأولية عندك الحصول على 10 // فأكثر في امتحان الثانوية العامة . فالمطلوب منك اولا حصر عدد الأفراد الذين يتوافر فيهم هذا الشرط بين مجموع طلاب الثانوية العامة وسيتبين لك ان عددهم قليل لدرجة أن عينتك سوف تستنفذهم كلهم .. عندئذ لا تكون مشكلتك مشكلة اختيار عينة من بين أفراد مجتمع الطلاب بل عيد حصولك على عدد كاف من هؤلاء الطلاب تبعا للشروط الموضوعية ، أما

اذا كان عدد هؤلاء المستوفين للشرط كثيرين ذلك أنك قد حصرتهم فانك سوف تحاول وضع شرط أو شروط جديدة حتى تحد من عددهم هنا يتبين لنا أن هذه العينة المقيدة تتطلب أولا حصر الأفراد المستوفين للشروط في المجتمع الاصلي ثم اختيار العينة المطلوبة من بين هؤلاء الأفراد ويكون هذا هو الشرط الثانى..

#### العينة الطبقية: Stratified sample

العينة الطبقية تجمع بين العينتين السابقتين ذلك انها مقيدة بصفات المجتمع الأصلي وهي عشوائية في حدود هذه الصفات.. وهذه العينة تستلزم من الباحث الذي يتخير عينته في ضوءها أن يحلل المجتمع الأصلي أولا، ثم يختار عشوائيا في ضوء صفات هذا المجتمع.. وقد يكون المجتمع موضع الدراسة على سبيل المثال مجتمع طبقي. فعلى الباحث أن يختار أفراد عينته من الطبقات كلها وأن يكون أفراد هذه العينة من ناحية أخرى مختارين عشوائيا وبنسب واحدة من الطبقات المختلفة.

#### الدرجة المعيارية: Standard score

لمقارنة درجة فرد بغيره من الأفراد ولمعرفة معنى الدرجة الحاصل عليها أو لمقارنة درجات فرد في امتحانات مختلفة أو اختبارات تقيس أشياء مختلفة . فانه يمكن تحويل الدرجة الخام Raw score الحاصل عليها الى درجة معيارية Standard score وذلك عن طريق ايجاد المتوسط الحسابي لدرجات المجموعة في هذا الاختبار أو الامتحان أو غيره ، كذلك ايجاد الانحراف المعياري لها ثم ايجاد الفرق بين الدرجة الخام للفرد وبين المتوسط الحسابي وقسمة هذا الفرق على قيمة الانحراف المعياري وبذلك نحصل على الدرجة المعياري وبذلك فحصل على الدرجة المعياري وبذلك فحصل على الدرجة المعيارية .

فاذا رمزنا للدرجة الخام Raw score بالرمز (س)

ورمزنا للمتوسط الحسابي Arithmetic Mean بالرمز (م) ورمزنا للانحراف المعياري Standard Deviation بالرمز (ع)

و فاننا نستطيع الحصول على الدرجة المعيارية عن طريق المعادلة الآتية:

$$\frac{m-q}{m}=\frac{m-q}{2}$$
الدرجة المعيارية  $(m)=\frac{m}{2}$ 

فالدرجة المعيارية اذ تعبر عن الفرق بين الدرجة الخام للفرد ومتوسط درجة الجهاعة التي ينتمي اليها في ضوء الانحراف المعياري وعلى هذا فالدرجة المعيارية تعتمد في حسابها على المتوسط الحسابي والانحراف المعياري وهي تضع في الاعتبار تشتت الدرجات ذلك أن هذا التشتت يؤثر في مركز الدرجة من متغير لآخر ومن اختبار لآخر (اختبار تحصيل دراسي، استعداد، ميول مهنية أو وزن، سن. الخ) وكما نعرف فان الانحراف المعياري انما هو مقياس للتشتت ومركز الفرد يختلف من اختبار لآخر حتى وان تساوى انحراف الدرجة ذلك بسب اختلاف التشتت.

وانحراف الدرجات عن المتوسط يوضح مستوياتها المختلفة فاذا كان الانحراف عن المتوسط موجبا فان هذا يعني زيادة الدرجة عن المتوسط أما اذا كان الانحراف عن المتوسط سالبا، فهذا يعني نقصان الدرجة عن المتوسط.

فالانحراف يساوي الدرجة الحاصل عليها الفرد مطروحا منها المتوسط، فاذا كان هناك على سبيل المثال طالب قد حصل على « ٢٢ درجة » في امتحان الحساب وكان متوسط درجات هذا الامتحان تساوي « ١٨ درجة » فان هذه الدرجة تنحرف عن المتوسط انحرافا موجبا مقداره ( ٤ درجات) ذلك أن الانحراف هنا يساوي ( ٢٢ – ١٨ = 3) كذلك فإن الطالب الحاصل

ولكن هل يمكننا الانحراف من أن يأتي حكمنا بواسطته صحيحا ؟ قبل أن نجيب على هذا السؤال نعطى المثال التالي:

لقد طبقت أربعة اختبارات على مجموعة من الطلاب، وكان نتيجة واحد منهم كما يعرضها الجدول التالي:

الانحواف عن المتوسط	الدرجة	اللتوسط	الاختبار
٤ +	, 4,4	1.8	القدرة الحسابية
٤ +	۲٤	۲.	القدرة اللغوية
٣ —	14	10	القدرة الموسيقية
٣ —	٧	١٠	القدرة الميكانيكية

نلاحظ على الجدول أن انحراف درجات الطالب في اختباري القدرة الحسابية والقدرة اللغوية متساوية وأن انحراف درجاته في اختباري القدرة الموسيقية والقدرة الميكانيكية متساوية كذلك فهل تفوقه في القدرة الحسابية مساوى لتفوقه في القدرة اللغوية ؟ وأن ضعفه في القدرة الموسيقية يساوي ضعفه في القدرة الميكانيكية ؟ ان قيمة الانحرافات توكد صحة هذا الاستنتاج.

والحقيقة أن درجات الأفراد قد تنتشر بعيدا جدا عن المتوسط بحيث يصبح الانحراف الموجّب المساوي (٤ درجات) قريبا جدا بالنسبة للتوزيع من المتوسط وهذا لا يؤدي الى حكمنا حكما صحيحا على مستوى الطالب. كذلك

فان الانحراف السالب (- ٣) قد يصبح قريبا من ذلك المتوسط بالنسبة للتوزيع وقد يضيق انتشار الدرجات ويقل تشتتها بحيث يصبح الانحراف الموجب المساوي (٤ درجات) بعيدا عن المتوسط بالنسبة للتوزيع وهذا يحدد لمثل ذلك التشتت مستوا عاليا من مستويات ذلك الاختبار . والأمر سوف يتضح لو تبينت القيم المختلفة لتشتت Dispersion درجات الاختبارات الاربعة السابقة ونسبة مستوى هذا التفوق أو هذا الضعف لهذه الاختبارات ذلك أننا سوف ننزع على الفور لتخطئة حكمنا السابق .

فاذا كان الانحراف المعياري للاختبار الأول يساوي (0) والانحراف المعياري للاختبار الثالث المعياري للاختبار الثالث يساوي (٣) والانحراف المعياري للاختبار الرابع يساوي (٤) فان نسبة انحراف درجة الطالب في الاختبار الأول الى الانحراف المعياري لهذا الاختبار يساوي ( $\frac{2}{0} = 0.00$ ) وهذا الناتج يعبر عن مستوى الطالب في القدرة الحسابية. وان نسبة انحراف درجته في الاختبار الثاني الى الانحراف المعياري لهذا الاختبار يساوي ( $\frac{2}{0} = 0.00$ ) وهذا الناتج يعبر عن مستوى الطالب في القدرة اللغوية. وهذا يعني أن مستواه في القدرة الحسابية أعلى منها في القدرة اللغوية.

كذلك فان نسبة درجته في الاختبار الثالث الى الانحراف المعياري لهذا الاختبار تساوي ( $\frac{m}{2} = -0.1$ ) وهذا يعبر عن مستوى هذا الطالب في الاختبار تساوي وأن نسبة درجته في الاختبار الرابع الى الانحراف المعياري القدرة الموسيقية وأن نسبة درجته في الاختبار الرابع الى الانحراف المعياري تساوي ( $\frac{m}{2} = -0.00$ ) وهذا يعبر عن مستواه في القدرة الميكانيكية .

وهذا يعني أن ضعفه في القدرة الموسيقية أكبر منها في القدرة الميكانيكية . من هذا نستطيع أن نقول أن حكمنا هنا في ضوء الانحراف المعياري هو

الحكم الأصوب. كذلك فاننا نشير الى أن الدرجة الناتجة من قسمة الانحراف على الانحراف المعياري هي الدرجة المعيارية والتي حصلنا عليها طبقا للقانون الذي سبق أن عرضنا له في بداية هذه المحاضرة.

# الخصائص الاحصائية للدرجة المعيارية

- المتوسط الحسابي للدرجة المعيارية لأي توزيع تكراري تساوي (صفر) بصفة دائمة . والانحراف المعياري يساوي (واحد صحيح) لذلك فانه يمكن لنا أن نقارن درجات الاختبارات المختلفة مها كان متوسط درجاتها الخام ومها كانت قيم انحرافاتها المعيارية ، ذلك لأن عملية تحويل الدرجات الخام الى درجات معيارية توحد متوسطات جميع تلك الاختبارات (أي نقطة الصفر) وتجعل وحدات المقياس متساوية في كل اختبار من هذه الاختبارات ذلك أن كل منها يساوي (واحد صحيح).

ـ ان الدرجات التي تقل في قيمتها العددية عن المتوسط (كما سبق أن بينا) تنحرف عنه انحرافا سالبا والدرجات التي تزيد في قيمتها العددية عن المتوسط تنحرف عنه انحرافا موجبا.

	$(\frac{z}{\xi})$	<u>ر</u> ع	, ۲	, כ	<i></i>
,		, ,	٤٩	٧	۳.
•		•	٦٤	۸ –	٠ ٢
		,	. A1	۹ –	١
'	•	,	17	٤ -	٦
			٤	۲ -	٨
		ι'	١٦	٤+	12

r( \frac{z}{\xi})	<del>ر</del> -	ح* ،	ح	س
		٤	۲ +	14
		٤٩	٧ +	۱۷
		۸۱	۹ +	. 19
		71	۸ +	١٨
_ <del>-</del>	عجہ صفر	ج- ۲۲۸	7: -	1
\	۲ = صفر ۱۰ = صفر = صفر	1. E	+ ۳۰ <u>+</u> صفر	

#### المئين Percentile

تبين لنا عند دراسة نصف المدى الربيعي أن للمجموعة ثلاث ربيعات وأربعة أرباع. فنحن اذا عددنا أفراد أية مجموعة مبتدئين بأقلها قيمة حتى نصل الى ربع أفراد هذه المجموعة ،فان النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة ويقع تحتها ( $\frac{1}{2}$ ) مجموع أفراد هذه المجموعة أي 70/، هي ما تسمى بالربيع الأدنى Quartile Lower أما اذا عددنا أفراد هذه المجموعة مبتدئين بأكبرها قيمة حتى نصل الى ربع أفراد المجموعة ، كانت النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة ، والتي يقع تحتها  $\frac{\pi}{2}$  من مجموع أفراد هذه المجموعة أي 90/ منها هي ما تسمى بالربيع الأعلى Upper Quartile كذلك عرفنا أن الوسيط Median هو الربيع الثاني أي النقطة التي يقع تحتها 90/ من الحالات .

ولكن لو قسمنا المجموعة الى مائة جزء، فان المئين يكون هو النقطة التي

تحدد هذه الأجزاء، ذلك ان المئين هو أحد النقط الـ (١٠٠) التي ينقسم اليها التوزيع الى مائة جزء فهو يحتوي على المؤراء أو الدرجات أو الأفراد، فالمئين الـ ٨٠ مثلا لدرجات مجموعة من الطلاب في اختيار للقدرات يعني القيمة التي يفوقها او يتعداها ٢٠/ من الطلاب والتي يقل عنها أو يقع دونها القيمة التي يفوقها او يتعداها ٢٠/ من الطلاب والتي يقل عنها أو يقع دونها ٨٠/ منهم اذا كان الترتيب المستخدم تنازليا، فالتوزيع اذا يقسم الى (١٠٠) مستوى أو (١٠٠) جزء أو (١٠٠) فئة ثم ننسب درجة الفرد الى أحد هذه المستويات أو تلك الأجزاء أو الفئات. فنحن عندما نرتب درجات الأفراد ترتيبا تصاعديا أو تنازليا يمكن تحديد الوضع النسبي للفرد أي وضع الفرد بالنسبة لأقرائه في المجموعة.

ونحن في مجال علم النفس نستخدم المقاييس العقلية، وهذه تكون نتائجها على هيئة مئين، لذلك نلاحظ أن الاختبارات أو المعايير العقلية ملحق بها جدول يبين المئين المقابل للدرجات المختلفة ذلك حتى اذا طبقناها على أي الأفراد وصحح هذا الاختبار فإننا من الجدول يمكن معرفة مركز هذا الفرد بالنسبة لزملائه أو يمكن معرفة رتبته المئينية Percentile Rank أي تحديد الوضع النسبي له.

فاذا كان لدينا مجموعة مكونة من (٥٠) طالبا وكان لدينا طالب حصل على درجة أفضل من ٤٠ طالبا من هذه المحموعة فمعنى هذا أن هناك ٩ طلاب قد حصلوا على درجات أفضل منه، وهذا يعني أيضا أنه يقع في المئين الدرجة المئينية لهذا الطالب طبقا للمعادلة الآتية:

ومعنى ذلك أنه قد حصل على درجات أعلى من (٨٠٪) منه بحموعة العللاب التي ينتمي اليها، و ٢٠/ حصلوا على درجات أعلى منه ً.

وعلى هذا فالربيع الادنى هو نفسه المئين الـ (٢٥) والربيع الاعلى هو نفسه المئين الـ (٢٥) والربيع الادنى تقع نفسه المئين الـ (٧٥) ذلك أن المئين الخامس والعشرين والربيع الاعلى أ. المئين الخامس والسبعين يقع قبله ثلاثة ارباع القيم.

وإذا رَجَعنا للمثال المعطى لنا وهو يمثل درجات مجموعة مكونة من ( ١٦٤) طالب في مادة اللغة الانجليزية:

تكرار متجمع صاعد	실	ف
. 17£	٣	۵۸
171	٥	٨٠
١٥٦	٥	٧٥
101	١.	٧٠
121	14	70
١٢٩ نقطة الربيع الأعلى	١٥	10 فئة الربيع 10 منة الربيع
112	۲٠	اه ه الاعلى
9 £	44	٥٠
77	74	٤٥ فئة الربيع م
٤٤نقطة الربيع الأدنى	10	٠٤ الادنى
79	١٣	۳۵
١٦	17	٣٠
Ĺ	٤	40
صفر	ب <sup>م</sup> صفر <del>'</del> بُصفر	۲.
	م ج ك ١٦٤	

وقد حسب الربيع الأدنى والربيع الاعلى على النحو التالي:

رتبة الربيع الأدنى 
$$= \frac{172}{2} = 13$$
رتبة الربيع الأعلى  $= \frac{172}{2} \times \pi = 17$ 
الربيع الأدنى  $= \cdot 2 + \frac{17}{10} \times 0 = 22$ 
الربيع الأعلى  $= \cdot 2 + \frac{9}{10} \times 0 = 7$ 

فإذا أردنا أن نعرف المئين ( ٢٥ ) فائن رتبته  $= \frac{70}{100} \times \frac{70}{100} = 1$  وهذا يعني أنه سوف يكون في الفئة ( 0.2 - 1.0 ) . وتكون قيمته  $= \frac{17}{100} \times 100 = 100$   $= \frac{17}{100} \times 100 = 100$ 

وإذا رغبنا معرفة المئين الـ (٧٥) فإن رتبته  $=\frac{vo}{vo} \times vo$  وإذا رغبنا معرفة المئين الـ (٧٥) فإن رتبته =vosition vosition vos

أي أن الربيع الأدنى هو المئين الـ (٢٥) والربيع الأعلى هو نفسه المئين الـ (٢٥) كما سبق القول . . .

ولكن كيف يمكن لنا ايجاد الرتبة المئينية لقيمة من قيم المجموعة . . ؟

لقد تعلمنا كيفية الحصول على القيمة التي تقابل مئينا معينا، ولكن كيف يمكن لنا معرفة درجة حصل عليها فرد أن نحدد مركزها وسط المجموعة التي ينتمي إليها هذا الفرد . . ؟ لنفرض أن هناك طالبا قد حصل على درجة ٥٥ في امتحان اللغة الانجليزية السابق الاشارة إليه فنلاحظ أن الدرجة ٥٥ تقع في الفئة (٥٥ -) وأن هناك (٩٤) فردا درجاتهم أقل من الحد الأدنى للفئة ، كذلك فإن تكرار الفئة (٥٥ -) هو (٢٠) لذلك فإن عدد أفزاد الغئة (٥٥ -) التي تقل درجاتهم عن ٥٥ هو  $\frac{٥٥ - ٥٥}{0} \times ٢ \times \frac{7}{0} \times \frac{7}{0} \times 7 \times \frac{7}{0}$ 

أما عدد جميع القيم التي تقـل عـن ٥٨ في المجمـوعـة = ١٢ + ١٢ = 1.7 فإن المئين المقابل للدرجة = 1.7 فإن المئين المقابل للدرجة (٥٨) هو = 1.7 = 1.0 = 1.7

وعلى هذا فإن خطوات ايجاد الوثبة المئينية التي تقابل احدى القم في أي المجموعات هي: ــ

- ـ عدد الفئة التي يقع فيها والحد الأدنى لهذه الفئة .
- احسب التكرار المستجمع (الصاعد أو النازل) قبل هذه الفئة.
- احسب عدد أفراد الفئة التي تقل عن القيمة تبعاً للمعادلة الآتية:

- إلجمع التكرار المتجمع (الصاعد أو النازل) قبل الفئة + عدد قيم الفئة التي تُقُل عن القيمة فينتج عدد جميع قيم المجموعة التي تقل عن القيمة المعطاه.

\_ تحسب الرتبة المئينية المطلوبة بالمعادلة التالية:

مثال (١)

الجدول التكراري التالي يصور درجات بجموعة مكونة من ٢٠٠ طالب في مقياس سوسيومتري لتحديد الأفراد الذين يتمتعون في جماعتهم بسمات القائد وسمات الفرد المحبوب وسمات الفرد المنبوذ

التكرار المتجمع الصاعد	التكوار	الفئات
۳۰	۳.	۲
۸۰	٥٠	٤
14.	٤٠	٣
14.	٥٠	٨
۲۰۰	<del>*•</del>	1.

والمطلوب ايجاد المئين ٢٠، ٨٠ ثم ايجاد الرتبة المئينية.

مثال (۲)

ارجع الى صفحة ٥٦ مذكرة السنة الثانية لا يجاد المئين ٨٠، ٧٥، ٣٠، ٢٥، ٨٠ لمثال وزنُّ (٤٠) طالبا

مثال (٣) أعطى لك الجدول التكراري التالي الذي يصور توزيع احدى القدرات الابداعية: ــ

ك	ڣ
۲	۲٠
٥	۱۸
10	17
١٣	١٤
٨	17
Υ	١.

والمطلوب

أولاً: حساب قيمة المئين الـ (٢٠) والـ (٥٠) والـ (٤٠).

ثانياً: حساب الدرجات المعيارية المقابلة للقيم ١٢، ١٣، ١٦، ١٧،

۲.

### الفصل الخامس

### معاملات الارتباط

#### Coefficient of correlations

يستخدم معامل الارتباط في علم النفس لأغراض متعددة كثيرة منها الكشف عن مدى التشابه أو الاختلاف بين القدرات وبعضها وبين السهات وبعضها البعض.

على أن الارتباط بين ظاهرتين أو بين متغيرين أو بين سمتين أو قدرتين لا يعني أن أحدهما علة للآخر أو سببا له ، بل قد يكونا هما الاثنان علة لمتغير آخر او متغيرات أخرى . فالارتباط لا يعني العلية . فقد ترتبط ظاهرتين أو متغيرين سبباً لأسباب عرضية أو لأسباب لا ترجع لأي من الظاهرتين أو أن أحد المتغيرين سبباً لآخر أو شرط له ، على أنه قد يكون الشرط الوحيد له .

ومعامل الارتباط إنما هو مقياس احصائي يبين مستوى العلاقة وحجمها، بين ظاهرتين يتغيران معا . أو هو مقياس يبين التغير الاقتراني بين ظاهرتين . وهو معامل يتراوح بين ± (٠,١): أي أن معامل الارتباط قد يكون موجبا وقد يكون سالبا وقد يكون واحدا صحيحا أو كسر من (١) صحيح .

وعندما يكون معامل الارتباط يساوي (١) صحيح وموجب فهذا يعني أن التغير في أحد الظاهرة الأخرى أو المتغيرين يصاحبه تغير في الظاهرة الأخرى أو المتغير الآخر، وان هذا التغير تغير تام أو مطلق فقطعة الثلج ينقص حجمها برئيادة درجة الحرارة، وهنا يكون الاقتران سلبيا وقضيب الحديد يزداد طوله

بزيادة درجة الحرارة.. وهنا يكون الاقتران ايجابيا. كذلك العلاقة بين قطر الدائرة ومحيطها. وأيضا فانه كلما زاد الضغط قل الحجم والعكس صحيح وهذا يعني أن هناك علاقة طردية موجبة تامة أيضا \_ في حدود معينة \_ . ويكون معامل الارتباط كسر من واحد صحيح وهذا يتأتى عندما يصاحب التغير في أحد المتغيرين تغيرا جزئيا في المتغير الآخر، وأن هذا التغير يحدث غالبا، كأن يكون هناك معامل ارتباط موجب وجزئي (٨٠,٠،٠،٠،٠،٠) بين التحصيل الدراسي والذكاء . ويكون معامل الارتباط كسر واحد صحيح ولكنه منخفض ذلك أن التغير في أحد المتغيرين يصاحبه تغير في المتغير الآخر أحيانا ، كأن يكون هناك معامل ارتباط يساوي (٠,٣٠) أو (٠,٢٠) بين أحيانا ، كأن يكون هناك معامل ارتباط يساوي (٠,٣٠) أو (٠,٢٠) بين التحصيل الدراسي والاستقامة وهذا يعني أن في (٠,٣٠) أو (٢٠٠٠) من الخالات يكون المتفوق دراسيا شخص مستقيم في سلوكه وأخلاقه . .

وقد يكون معامل الارتباط يساوي (صفر) وهذا يعني عدم وجود أي علاقة بين النغير الذي يحدث بين متغير ومتغير آخر. كالعلاقة بين حجم الجسم والصلع.

كذلك فمن الممكن أن يكون معامل الارتباط جزئي وسلبي، كأن يكون مصادفة ، كارتفاع أسعار البترول في البلاد العربية صاحبه حدوث زلزال مدمر في اليابان . . كذلك فان هناك طالبا متخلفا دراسيا وليس له أي نشاط اجتماعي هنا ليس لأي منها تأثير على الآخر فالسبب انما يرجع للمرض وهو متغير آخر . .

والعلاقة في مجال العلوم الانسانية بين متغيرين لا تكون مطلقة أبدا أي لا يعبر عنها ب + ١ انما تكون العلاقة دائما كسر من واحد صحيح ذلك أننا في العلوم الانسانية ندرس الانسان وسلوكه والانسان متغير وغير ثابت على

حال كذلك فان هناك متغيرات كثيرة تغير حالته النفسية من حالة الى حالة أخرى . لذلك تأتي العلاقة جزئية موجبة أو جزئية سالبة . والعلاقات بين المتغيرات قد تكون:

- \_ تامة موجية.
- \_ تامة سالبة.
- جزئية موجبة.
- جزئية سالبة.
- ـ لا توجد علاقة اطلاقا أي أن معامل الارتباط يساوي (صفر).

ومعاملات الارتباط التي سوف ندرسها:

- ـ معامل ارتباط الرتب لسبيرمان.
- ـ معامل ارتباط بيرسون من القيم الخام.
- معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحراف.
- ـ معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار.
  - \_ معامل التوافق
    - ـ معامل فاي
  - ـ معامل الارتباط الثنائي.

### معامل ارتباط الرتب

قد نرغب في ترتيب بجموعة أفراد فصل دراسي في سمة القيادة أو « النبذ» ذلك باستخدام مقياس كمي للارتباط بين هاتين السمتين. ولقد وضع سبيرمان قانونا يمكن به تحقيق هذا الهدف وهو على النحو التالي:

$$\left(\frac{\Gamma + \frac{\delta - 1}{1 - 1}}{\delta (\delta + 1)}\right)$$

فلنفرض أن لدينا مجموعة مكونة من عشرة أفراد ونريد أن نحدد سمة «القيادة» وسمة «النبذ» لهذه المجموعة في هاتين السمتين عن طريق تطبيق مقياس سوسيومتري. ولقد طبق المقياس بالفعل وكانت الدرجات التي حصل عليها أفراد هذه العينة على النحو التالي:

مربع	الفرق	رتبه سمة	رتبة سمة	سمة النبذ	سمة	أفراد
		النبد	القيادة		القيادة	العينة
17,4	۳,0 –	٤,٠	٧,٥	- γ	٣	١
١,٠	۱,۰ _	٦,٠	٥	٥	٥	۲
۲٠,٣	٤,٥ _	٧,٥	٣	٤.	٧	٣
١,٠	۱,۰ –	٣,٠	۲	٨	٨	٤
١,٠	۱,۰ –	۲,۰	١	٩	٩	٥
70,.	0, -	١,٠	٦	1.	Ĺ	٦
٦,٣	۲,0 -	0,.	٧,٥	٦	٣	٧
۲,۳	1,0 -	٧,٥	۹,۵	٤	۲	٨
١,٠	١,٠ -	۹,۰	1 - , -	٣	1	٩
٣٦,٠	٦ _	۱٠,٠	1,.	1	٦	1.
1.7,7						

نلاحظ أن هناك قيمة تكررت في سمة القيادة رقيمة أ نرى تكررت في سمة النبذ وهذا يتطلب منا أن نعطي ترتيبا متوسطا لكل من هاتين القيمتين. فالقيمة (٣) تكررت مرتين في سمة القيادة وعلى هذا فاننا نعطيها رتبة متوسطة بين (٨,٧) فيصبح الترتيب (٧,٥) وتعطى القيمة التالية لهما الرتبة (٩). وهذا نفسة نقوم به بالنسبة للمقيمة (٤) التي تكررت مرتين في سمة النبذ.

واذا كانت هناك رتب تكورت ثلاث مرات مثلا فان كل منها تحصل على ترتيب متوسط أيضا.

هناك فردان أ ، ب يقومان بالحكم على فرد آخر في سمة القيادة ونرغب نحن في معرفة ما اذا كان هناك اتفاقا في الحكم بين هذين الفردين على هذه السمة موضع الحكم أم لا . لذلك فقد أعطى لهذين الفردين مقياسا للمكانة السوسيومترية مؤلف من ١٢ موقفا فاذا كان الفرد يتمتع بسمة القيادة حصل على ٣ درجات اما اذا كان لا يتمتع بهذه السمة حصل على درجة واحدة وكانت درجات الفرد في ضوء هذه المواقف كما يلي:

الحكم (س)	الحكم (أ)	أرقام المواقف
۳.	٣	
1	١	. 4
٣	. ٣	٣
١	1	<u>.</u> £

الحكم (ب)	الحكم (أ)	أرقام المواقف
٣	1	٥
٣	٣	٦
١	١	٧
١	٣	٩
٣	١	
١	٣	١.
١	٣	١١
٣	١	۱۲

والمطلوب حساب معامل الارتباط بين هذين الحكمين للتأكد من الاتفاق في الحكم من عدمه.

طبق اختبار للتحصيل الدراسي على عينة مكونة من (٣٠) تلميذاً مرتين بهدف الخصول على معامل ثبات لهذا الاختبار باستخدام معامل ارتباط الرتب لسبيرمان . . وكانت الدرجات كما يعرضها الجدول التالي:

لتطبيق انثابي	التطبيق الأول	الرقم	التطبيق الثاني	التطبيق الأول	الرقم
٦٧	٦٧	١٦	٦٧	77	١
77	٧٣	۱۷	٦٧	٧٠	۲
٦٧	٦٧	١٨	٦٧	٧٠	٣
γ.	٦٧	۱۹	79	77	٤
٦٧	٦٧	۲.	٥٨	٦٧	٥

التطبيق الثاني	التطبيق الأول	الرقم	التطبيق الثاني	التطبيق الأول	الوقم
٦٧	17	۲١	٦٧	٦٧	٦
۱۷	١٩	4.4	79	٦٧	٧
٧٣	٦٧	74	٤٩	٥٢	٨
٦٧	٦٧	۲ ٤	٦٧	٦٧	٩
٦٧	٦٧	. 40	٦٨.	79	١٠
٦٧.	٦٧	۲٦	٦٧	٦٧	11
77	' <b>٦</b> ٧	. ۲۷	٦٧	٦٧	14
٧٣	· YA	۲۸	79	7 £	١٣
۲٦	٧٠	۳۰	٦٧	٦٧	١٤

ثم أعيد تطبيق هذا الاختبار مرة ثالثة على نفس مجموعة التلاميذ والمطلوب حساب معامل الثبات لهذا الاختبار، ذلك باستخراج معامل ارتباط الرتب لسبر مان بين التطبيق الأول والثالث والجدول التالي يبين درجات أفراد هذه المجموعة في التطبيق الثالث:

التطبيق الثالث	رقم	التطبيق الثالث	وقم
٦٧	17.	٦٧	١
٧١	۱۷	٦٧	۲
٦٧	١٨	٦٧	٣
79	١٩	٧٥	٤
٦٧	۲٠	٥٩	٥
٦٧	۲۱ ا	٦٧	٦
صفر	77	٧٨	٧
44	74	٥٢	٨
٦٧	۲ ٤	٦٧	٩
٦٧	40	٦٧	٠١٠
7.7	۲٦ .	70	١١
7.7	44	٦٨	17
٧٣	4.4	٧١	۱۳.
٧٢	7.	٧٢	١٤
79	٣٠	77	10

لاحظ أحد الباحثين أن الأسر كبيرة العدد يكون عائلها قليل الانتاج في مضار العمل ذلك أن كثرة مشاكله الأسرية تمنعه من التفرغ لعمله والاهتمام به ورفع معدلات انتاجه . . فأردنا أن نخضع هذه الملاحظة للتجريب فاخترنا (١٥) أسرة كبيرة العدد وحصرنا معدلات انتاج عائلها في مجال العمل فتجمع لدينا الجدول التالي، والمطلوب منا حساب معامل الارتباط بطريقة سبيرمان للتأكد من صحة هذه الملاحظة أو عدم صحتها .

معدلات انتاج رب الأسرة	حجم عدد أفرادها	الاسرة
١٨	٥	1
۱٧	Y	۲
. 14	٦	٣
11	A,	Ĺ
74	٨	٥
۲۸ .	٤	٦
١٥	٦ -	Y
۲.	4	٨
7 £	١٠	4
47	٦ ]	١٠
47	١٠	11
۳.	٨	١٢
**	٥	١٣
Y1	£ .	١٤
١٨	٨	10

#### معامل ارتباط بیرسون Product-moment Correlation

كلمة moment تفيد انحراف القيم عن المتوسط مرفوعة لاية قوة وتقوم التسمية على أساس أن المقدار الهام فيهذه الطريقة هو حاصل ضرب انحراف من القيمتين المتقابلتين في المتغيرين عن متوسطها.

ولقد لاحظنا ان معامل ارتباط الرتب يقومعلى حساب الرتب لا القيم ذاتها وأن زيادة القيمة أو نقصانها لا يغير من وضعها بالنسبة للمجموعة ، بينا الأمر مختلف في معامل ارتباط بيرسون من القيم ذلك أن هذا المعامل يتأثر بأدنى تغير في قيمة لذلك فاننا نقول أن حساب معامل الارتباط عن طريق استخدام معامل ارتباط بيرسون من القيم يكون أكثر دقة مما لو استخدمنا معامل ارتباط الرتباط للمبيرمان .

ونعرض فيا يلي لدرجات بجوعة مكونة من (٥) أفراد في مقياسين أحدها للانطوان الانبسط (من) والاخر للتصابيه (ص) والمطلوب حساب معامل الارتباط بين هذين المتغيرين باستخدام معامل ارتباط بيرسون من القيم الخام مباشرة . .

ص۲	۳	س × ص	قيم ص	قيم س	الأفراد
19	٩	۲١	٧	٣	١
70	٤	١.	٥	۲	۲
1	٤٩	٧٠	١.	٧	٣
47	40	٣٠	٦	٥	Ĺ
111	71	47	14	٨	٥
405	101	777	٤٠	40	ن≕ ه

#### والخطوات التي اتبعت تتلخص في:

- \_ الحصول على عج س، عج ص وهي القيم الخام نفسها .
- صرب كل قيمة من قيم المتغير (س) في مقابلها من قيم المتغير (ص) ثم الحصول على مجـ س ص.
- \_ تربيع قيم (س)، وكذلك تربيع قيم (ص) ثم الحصول على مج س، ، مجـ ص، .

### معامل ارتباط بيرسون باستخدام المتوسط الحسابي

يقوم حساب معامل ارتباط بيرسون عن طريق المتوسطين الحسابين لكلا المتغيرين المراد معرفة العلاقة بينها بحساب انحراف كل قيمة مَن قيم كل متغير عن متوسطها . . ثم تربيع هذه الانحرافات وضربها في بعضها بعد ذلك .

أي أننا نقوم بجمع قيم المتغير (س) ثم قسمة الناتج على مجموع أفراد العينة (ن) وبذلك نحصل على متوسط قيم هذا المتغير.

.. ثم نجمع قيم المتغير (ص) ونقسمه على (ن) أي على مجموع أفراد العينة ونحصل من هذا على متوسط قيم المتغير (ص).

\_ نحسب انحراف كل قيمة من قيم المتغير (س) عن متوسطها ، ذلك بطرح كل قيمة من قيم هذا المتوسط ونوضح ناتج هذه العملية في عمود (ح س).

\_ كذلك نحسب انحراف كل قيمة من قيم المتغير (ص) عن متوسطها ذلك بطرح كل قيمة من قيم هذا المتغير من هذا المتوسط ونوضح ناتج هذه العملية في عمود (ح ص).

\_ نربع كل انحراف موجود في العمود ح س كذلك العمود (ح ص) فنحصل على العمود ح س٢ والعمود ح ص٢ ثم نجمع ح س٢ ، ح ص٢ فيكون لدينا مج ح س٢ ، مج ص٢ .

\_ وأخيرا نضرب الانحراف ح س في الانحراف ح ص لنحصل على العمود ح س ح ص . ثم تقوم بجمع قيم هذا العمود لنحصل على مج ح س ح ص .

أجرى باحث دراسة على مجموعة مكونة من (١٠) أفراد لمعرفة العلاقة بين مستوى قدرتهم على التحصيل (س) وذكائهم (ص) وكانت درجاتهم في هذين المتغيرين على النحو التالي:

74,VO 017,TO	V1,70 A17,70	174,40 757,70	·· A, YO Y, YO	1-7,70 47,70	TA, YO 1 1 TT, TO	17,70 27,70	02,70 17,70	٠٢,٧٥ .,٢٥	TT, TO £77, TO	A7, TO 177, TO	100 × 00 × 100 ×
22.00 94 1.00	7>,0	14,0	1,0	>,0	11,0	, o.	7,0	, D	71,0	11,0	8
بح 17,0	1,70	07,70	T., TO	107,70	1,70	7,40	Y£ -, YO	07,70	7,70	07,70	(J)
TT,0 + -	۲,٥	۷,٥	0,0	17,0	۲,٥	۲,۵	10,0	٧,٥	-,0	۷,٥	61
7 7 %	1.	-t	t.	٦.	•	D fv	43	۲,	ull •	•	æ
14.0	10	·	77	•	6	۲.	77	-		70	ç
اكمتوسط	•	هر	>	∢.	æ	0	t.	-1	- <b>⊤</b>	_	G.

ويكون قانون الحصول على معامل ارتباط بيرسون باسنخدام المنوسط الحسابي على النحو التالي:

أي يكون معامل الأرتباط في هذه المسألة: ر = \_\_\_\_\_\_

## معامل ارتباط بيرسون باستخدام المتوسط الفرضي

ولكن يلاحظ في الطريقة السابقة (طريقة استخدام المتوسط الحسابي المقيقي) ان السهولة التي تتميز بها هذه الطريقة قد اضاعتها القيم غير الصحيحة للمتوسطات الحسابيان لذلك نحاول في طريقة أستخدام المتوسط الخسابي الفرضي ان نتغلب على هذه المشكلة ففي المثال السابق كان المتوسط الحسابي الحقيقي للمتغير (س) (١٧,٥) فلكي نقضي على الكسر نختار الوسط المفرضي (١٨) للمتغير (س) ولما كان المتوسط الحقيقي للمتغير (ص) المنافي المتغير (س). ونتبع نفس الخطوات السابقة بعد ذلك ثم نستخدم المعادلة التالية الحصول على معامل ارتباط بيرسون باستخدام المتوسط الفرضي.

$$\frac{a + \bar{d} + b + \bar{d} + \bar{d$$

ونعرض فيا يلي لجدول العمليات الحسابية للمثال السابق في ضوء المتوسط الفرضي ونلاحظ خلو القيم من الكسور .

ح س × ح ص	ح ص`	خ ص	حَ س	حَ س	ص	س	ن
YY	171	11	. £ 9	٧	٥٠	40	١
41	221	۲۱		١,	٦٠	14	۲
	1	1	• 72	٨	۳۸	1.	٣
20	4	٣	140	10	٤٢	77	٤
17	٣٦	٦	٠٠٤	۲	٤٥	۲.	٥
44	111	11	٠٠٩	٣	٥٠	10	٦
114	۸۱	٩	179	١٣	٣٠	٥	٧
•••	١ ١	١	.40	٥	٤٠	44	٨
107	411	19	•71	٨	۲٠	1.	٩
' ۸۷	۸٤١	44	• • 9	٣	١.	10	1.
DOY	7-17	07 +	719	40	440	140	ا ن =
<u> </u>		٥٨ —		۳۰ +	44	١٨	م =
071 +		0 A —	,	0 —			

### معامل ارتباط بيرسون من جدول مزدوج

الجدول المزدوج احيانا ما يطلق عليه جدول الانتشار . . وجدول الانتشار الجدول المزدوج هو عبارة عن جدولين تكرارين وضعا معا ليمثلا درجات متغيرين من المتغيرات المراد معرفة طبيعة العلاقة بينها . على ان في الجدول المزدوج توضح علامة واحدة تعبر عن قيمتين بالنسبة للمتغيرين الاول والثاني . بينا في الجدول التكراري نضع علامة واحدة تعبر عن قيمة واحدة من قيم هذا الحدول . .

على اننا نستخدم طريقة التكرار المزدوج لفئات الدرجات في حساب معامل الارتباط الا اذا كان عدد الافراد يزيد على (٤٠) فردا . وعندما يقل عدد الافراد عن هذا الحد فان القيمة العددية لهذا المعامل تتأثر الى الحد الذي يبعدها عن القيمة الحقيقية للارتباط . .

ونعرض للمثال السابق (صفحة) الخاص بالانطواء / الانبساط (س) والعصابية (ص) ونحاول تكوين الجدول المزدوج له والدرجات كانت:

ص	س	ن
v	٣	1
٥	۲ ا	۲
١.	Y	٣
	٥	٤
٦	٥	٤
17	_	٥
į.	40	

#### جدول ارتباط Correlation table

جد						Î
	مج	- 17	A	- £	س/ص	
	٢			11	<b>-</b> ۲	
	۲		١ ،	١	0	

٠ ١ ١ ٢ ٥

يدل انتشار العلامات وهي تسير في الاتجاه أ ـ د على ان هناك علاقة موجبة

يدل جدول الارتباط السابق على العلاقة بين (س، ص) وقد تم تكوين

#### هذا الجدول على النحو التالي :ــ

- ١ ـ جعلنا فئات المتغير س في المربعات الرأسية .
- ٢ ـ وجعلنا فئات المتغبر ص في المربعات الافقية .
- ٣ \_ فئات المتغيرين س، ص بطريقة الجدول النكراري.
- عافعلى سبيل درجات المتغيرين بتفريع كل درجتين متقابلتين معافعلى سبيل المثال تم تفريع القيمتين الخاصتين بالفرد (١) وهما ٢،٧ معا. فالقيمة ٣ فرغت في الفئة (٤ \_ ) ذلك في المربع الذي يجمع بينهما...

وقد تم ذلك بالنسبة لكل القيم الخاصة بالمتغيرين (س، ص)

#### مثال

الدرجات النالية هي درجات عينة مكونة من ( ٨ ) افراد في متغيرين ( س ، ص ) والمطلوب حساب معامل الارتباط من جدول ارتباط مزدوج ذلك بتوضيح شكل هذا الارتباط . .

بعدول ارتباط مزدوج

مج	- 07	- ٤٢	- 77	- 17	س/ص
٤	1	11	١,		_ ٢
۲	1		//	1	- 14
صفر					- 77
٢				1//	- 77
	1	7	7	+	مج

لقد تم تكوين جدول الارتباط المزدوج هذا بالطريقة السابقة في المثال السابق وتدل العلاقة هنا على انها سليمة ذلك ان الانتشار يسير في الاتجاه (جـ ب).

أمثلة مثال ( ۱ )

طبق اختبار سوسيومتري على مجموعة من الطلاب عددهم (٣٨) طالباً وطالبة وكانت درجاتهم في الأبعاد الثلاثة للمقياس السوسيومتري كما يلي:

التبذ	القيادة	القبول	رقم الطالب
٣	١٤	74	١
11	١	£	۲
	\ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \	۲٠	٣
صفر	۲	٣	Ĺ
1	صفر صفر ۵۰	صفر	0
۱ ۳	صفر	صفر	٦ ٦
. 0	. 0 •	1 1 1	٧
· *	1	٣	٨
صفر	صفر	صفر	4
١ ١	صفر	٥	1.
١٦	. 1	۲	11
. *	۲	٥	1 17
٦	٣	٣	14
٣	Ĺ	' 11	12
٣	صفر	٦	١٥
18	٥	Ĺ	١٦
مفر	صفر	صفر	. 17
صفر	صفر ا	صفر صفو	١٨
٥	١	صفر	19
	۲	۳	a, T.
مفر ا	١	٣	4. 11
10	صفو	٤	44
٤	۲	٥	74

. . .

النبذ	القيادة	القبول	رقم الطالب
صفر	صفر	صفو	71
١٢	٣	۱۳	40
۲	١	٠ ٣	47
۲	۲	٥	**
Y	. 44	۱۵	. 47
۲	٤	١٤	74
صفو صفو صفو	صفو	١	۳.
صفر	٨	14	٣١
صفر	١	٤	44
١	١	٣	. 44
٥	صفر	4	. 45
44	٣	١٠	40
٥	Ĺ	Y	4.1
10	۲	۲	77
١٥	۲	۲	٣٧
٥	صفر	۲	٣٨

### المطلوب أولا:

حساب معاملات الارتباط بين القبول والقيادة وبين القبول والنبذ وبين القيادة والنبذ، ذلك باستخدام طريقة بيرسون من القيم الخام المباشرة.

#### ئانيا:

حساب مغاملات الارتباط بين القبول والقيادة وبين القبول والنبذ، وبين القيادة والنبذ، ذلك باستخدام الجدول المزدوج.

#### ثالثا:

حساب معاملات الارتباط بين ابعاد القبول والقيادة ، وبين القبول والنبذ ، وبين القبول والنبذ ، وبين القيادة والنبذ ذلك باستخدام طريق المتوسط الفرضي ، ثم بطريقة المتوسط الحقيقي .

مثال (۲) من الجدول التالي استخرج المئينات الـ: ۹۹،۸۰،۷۵،۵۰،۲۵

10	۲.
1.	40
17	۴.
١٣	40
12	<b>i</b> •
17	20
17	<b>0 •</b> . :
17	00
14	٦٠
17.	

مثال (٣):

۳.	70	۲.	1.4	17
٧٠	70	٦٠	7.	٥٠
14	١٣	١٥	١.	17
٧٠	70	٤٠	7.	١٥
10	٣٠	44	77	70
٦٧	70	71	7.	٧٠
٦٨	٧٠	۸۰	. 74	٧4
40	۲٠	17	10	۸٠
**	19	14	71	44
۳۷	47	74	77	٤٣

الدرجات السابقة هي درجات مجموعة من الطلاب عددهم (٥٠) طالبا، المطلوب المئينات الـ ٢٠، ٢٥، ٣٥، ٤٠.

مثال (٤):

احسب الدرجات المعيارية لطالب قام باجراء عدد من الاختبارات المنتسبة
علما بأن درجاته الخام ومتوسطها الحسابي في هذه الاختبارات كانت على النحو
التالي:

المتوسط الحسابي	الدرجة الحام	الاختبار
۲٠	72	1
40	1.6	۲
11	١٦	۲
١٦	40	Ĺ
. 17	1.6	0
۲٠	77	٦
40 .	٣٧	Y
٣٠	, Ψλ	٨
٤٠	0 •	. 4
17	1.6	١.
. **	<b>7</b> £	11
۳۷	١٣ .	١٢

مثال (٥): طبقت أربعة اختبارات عن مجموعة مكونة من ١٥ فرد وكانت درجاتهم على النحو التالي:

اختبار ( 1 )	اختبار (۳)	اختبار (۲)	<b>اختبار ( ۱ )</b>	
١٨	۲.	1 Y	۱۸	١
44	١٥	١٨	٧٠	۲
7 £	40	19	٣٥	٣
44	٣٤	71	. ٣•	i
١٦	17	70	17	٥
١٨.	١٨	۳۰	7 £	٦
19	**	70	۳۰	Υ
۲٠	<b>٣</b> ٤	١٦	17	٨
70	77	44	* 1.V	٩
77	70	<b>٣£</b>	١٨	١٠
۳.	72	77	40	11
14	77	40	۳۰	١٢
14	1 1 1	1.8	77	14
۲.	١٨	17	7.7	11
**	17	11	77	10

والمطلوب حساب معاملات الارتباط بين هذه الاختبارات الاربعة ذلك باستخدام معامل ارتباط بيرسون من القيم الخام ووضعها في مصفوفة ارتباطية .

### معامل التوافق Contingency Coefficient

يستخدم معامل التوافق في الحالات التي يكون فيها المتغيران منقسهان الى أصناف أو صفات متميزة أو يختلفان معا اختلافا نوعيا، أو اختلافا كميا متصلا ولا يشترط ان يكون المتغيران موزعان توزيعات متصل.

والمثال النالي يوضح هذا الامر. علما بأن قانون معامل التوافق هو :

$$\overline{\frac{1}{n}} - \sqrt{\frac{1}{n}}$$

الجموع	ناجح	راس <i>ب</i>	التحصيل الدراسي المهارسة الرياضية
40	10	1 £	رياضي
49	۲.	٩	غير رياضي
٥٨	70	**	المجموع

$$\left[\frac{770}{70} + \frac{197}{77}\right] \frac{1}{79} = \left[\frac{7(10)}{70} + \frac{7(12)}{77}\right] \frac{1}{79}$$

$$Cylóny$$

$$\left[\frac{2\cdot \cdot}{\pi_0} + \frac{\Lambda_1}{\tau_{\pi}}\right] \frac{1}{\tau_{\pi}} = \left[\frac{'(\tau \cdot)}{\pi_0} + \frac{'(\tau \cdot)}{\tau_{\pi}}\right] \frac{1}{\tau_{\pi}}$$
 فير رياضي

ریافی 
$$\frac{1}{74} = 12,40 \times \frac{1}{74} \times = [7,27 + 1,07]$$
 ریافی

$$\times \cdot, \cdot \pi : 0 = 11,40 \times \frac{1}{79} = [11,17 + \pi,07] \frac{1}{79}$$
 غیر ریاضی  $\frac{1}{79}$  جبر ریاضی  $\frac{1}{79}$  خبر ریاضی  $\frac{1}{79}$ 

$$\cdot, 7٤٩ = \frac{\cdot, 177}{\cdot, 7\cdot 7} = 0$$
ق

ومن الجدولُ التالي احسب معامل التوافق علما بأن الرقم الذي يعطيه لنا كندال = ٠,٧٠٧

المجموع	غير مستهدف	مستهدف	المكانة السوسيومترية
17	14	٣	المقبولين
1.4	V	11	المنبوذين
72	۲٠	١٤	المجموع

معامل فاي Phi Coefficient

معامل فاي Phi يكن اعتباره حالة خاصة لمعامل التوافق، ذلك أنه يستخدم في الحالات التي يكون فيها المتغيران اللذان نريد معرفة طبيعة العلاقة بينها فنقسم كل منها الى قسمين كل له نوعية خاصة متميزة. فقد نريد ايجاد المعلاقة بين مجموعة من الطلاب أجابوا على سؤال في أحد الاختبارات بنعم أو لا ومجموعة اخرى اجابوا على سؤال آخر في نفسل الاختبار بنعم او لا أيضا كذلك لو كان لدينا مجموعة من الطلاب قسمت الى قسمين احداهما تعرضت للضغط الانفعالي قبل الامتحان والقسم الآخر لم يتعرض لهذا. والمطلوب معرفة أثر الضغط الانفعالي على النجاح والرسوب.

النسبة	الجموع	ا م يتعرضوا	تعرضوا	الضغط الانفعالي المتحان
٠,٤٧	۸٠	10	40	رسبوا
٠,٥٣	9.	70	70	رسبن انجحوا
1,+ 4	14.	٧٠	1	المجموع
To the said of the	1, • •	• 1 2 1	٠,٥٩	النسبة

ولكي نستخدم معامل Phi ينبغي ان نحول التكرارات التي بداخـل هـذا الجدول الى نسب مئوية في ضوء المجموع الكلي . . ذلك بحساب نسبة كل طلبة

وذلك بقسمة تكرارها على المجموع الكلي.

ونسبة من تعرضوا للضغط الانفعالي الراسبين والناجحين = ٥٩ ( هَـ) ونسبة من لم يتعرضوا من الراسبين والناجحين = ٠,٤١ ( يَ)

لنسبة	1	لم يتعرضوا	تعرضوا	الضغط الانفعالي نتيجة الامتحان
۰ (هـ) ۱۰ (ي)		۰٫۲٦ (ب) ۱۵٫۰ (د) ۱۶ <u>۱۱ (د)</u> ( <u>ي</u> )	۱۹,۰ (أ) ۱۹۸۰ (جـ) ۱۹۵۹ ۱۹۵۹ (هـ)	رسبوا غبحوا النسبة

وقانون Phi على النحو التالي:

$$\frac{\cdot, \cdot 9 \wedge \lambda - \cdot, \cdot \gamma 10}{\cdot, \gamma 110} = 0$$

$$\frac{\cdot, \cdot \gamma \gamma \gamma \gamma - - \cdot, \cdot \gamma \gamma \gamma \gamma - - \cdot}{\cdot, \cdot \gamma \cdot \gamma 0 \gamma \gamma 1} = 0$$

لو أردنا معرفة العلاقة بين من أجابوا بنعم ولا على السؤال الأول في امتحان لمادة اللغة الفرنسية ومن أجابوا بنعم ولا على السؤال الثاني في نفس الامتحان وكانت نتائج التكرارات على هذين السؤالين على النحو التالي:

النسبة	المجموع	Å	نعم	السؤال الثاني
٠,٥٠	10	٥	1.	نعم
۰٫۵۰	10	١.	ه	וצ
1,	۳۰	10	١٥	بج ا
	1,••	٠,٠	٠,٥٠	النسبة

النسبة	y	نعم	السؤال الأول السؤال الثاني
٠,٥٠ م	۰٫۱۷ ب	1 •,٣٣	نعم
۰٫۵۰ ي	۵ ۰,۳۳ ۵	٠,١٧ جــ لا	צ
1, • •	۰٫۵۰ يَ	۰٫۵۰ هـ	النسبة

$$\frac{-\frac{1}{\sqrt{2}} - \frac{1}{\sqrt{2}}}{\frac{(\cdot,1) \times (\cdot,1) - (\cdot,\pi\pi \times \cdot,\pi\pi)}{\frac{(\cdot,1) \times (\cdot,1) - (\cdot,\pi\pi \times \cdot,\pi\pi)}{\frac{(\cdot,1) \times (\cdot,0) \times (\cdot,0) \times (\cdot,0)}{\frac{(\cdot,1) \times (\cdot,0) \times (\cdot,\pi\pi)}{\frac{(\cdot,1) \times (\cdot,1) \times (\cdot,\pi\pi)}{\frac{(\cdot,1) \times (\cdot,1) \times (\cdot,1)}{\frac{(\cdot,1) \times$$

#### معامل الارتباط الثنائي Bi Serial Correlation

قد يصادف الباحث حالات يكون فيها أحد المتغيرين مصنف الى فئات عددية بينا يتعذر تصنيف المتغير الآخر، بل ويكون هذا المتغير الآخر مقسم الى قسمين أو وحدتين أو صفتين كتوافق أو عدم توافق. انطوا / انبساط اجتاعي / غير اجتاعي متغيب / حاضر.. لذلك فنحن هنا نستخدم معامل الارتباط الثاني لنحل هذه المشكلة.

فالجدول التالي يبين عدد الافراد الذين وقعت عليهم جزاءات ومن لم توقع عليهم الجزاءات والعلاوات التي حصل عليها كل منهم:

٤	الجمو	o	- i	- r	- ۲	- 1	العلاوة الجزاءات أفواد وقعت
	٩	٥	1.8	**	17	77	عليهم جزاءات
			,				أفراد لم توقع عليهم
	١	صفر	٦	45 .	77	.01	اجزاءات
	1.	٥	72	٤٦ -	٣٥	14.	المجموع

والمطلوب حساب معامل الارتباط الثنائي للتأكد من وجود علاقة بين متغيري الجزاءات والعلاوات.

المتغير الأول:

ك ح	ح	ك	ف
14 ~	۲ -	<b>4</b>	١
0 -	1 -	0	٣
صفر ۲۲	صفر	1.6	T
**	1	77	ź
71	7	17	٥
77 -		77	
٤٦ +			
74			·
I		L	

$$1 \times \cdot, \forall \ell \wedge + \forall \ell, 0 = 1 \times \frac{\ell \psi}{11} + \psi, 0$$
  
 $\psi = 0.3 + 0.0$ 

## المتغير الثاني:

كح	ح	ك	ڣ
۲	۲ -	١	١
صفر	١ -	صفو	۲
صفو صفو	صفر	7	P
72	. 1	71	٤
27	۲	<u> </u>	٥
V •		01	
Y			
7.4	1		

$$1 \times 1,700 + 7,0 = 1 \times \frac{7}{10} \times 7,0 = 1$$
 $= 1,700 + 7,0 = 1$ 

الانحراف المعياري (ع) للمجموعة الكلية:

ك حح	ك ح	۲	ك	ف
1.	7	. ۲ —	١٠	١
٥	o — .	١	٥	۲
صفر	صفو	صفر	71	٣
٤٦	٤٦	١	٤٦	٤
11.	٧٠	۲	40	٥
771	70 —		14.	
	117			
	41			

$$\frac{7}{17} - \frac{771}{17}$$
 $\frac{7}{17} - \frac{771}{17}$ 
 $\frac{7}{17} - \frac{771}{17}$ 
 $\frac{7}{17} - \frac{770}{170}$ 
 $\frac{3}{170} - \frac{7}{170}$ 
 $\frac{7}{170} - \frac{7}{170}$ 
 $\frac{1}{170} - \frac{7}{170}$ 
 $\frac{1}{170} - \frac{7}{170}$ 
 $\frac{1}{170} - \frac{1}{170}$ 
 $\frac{1}{170} - \frac{1}{170}$ 
 $\frac{1}{170} - \frac{1}{170}$ 
 $\frac{1}{170} - \frac{1}{10}$ 
 $\frac{1}{170} - \frac{1}{10}$ 

$$\frac{\text{متوسط المتغیر الأول _ متوسط المتغیر الثانی}}{\text{الانعراف المعیاری للمجموعة الكلیة}}$$
 $\frac{\text{الانعراف المعیاری للمجموعة الكلیة}}{\text{نسبة المتغیر الثانی}}$ 
 $\frac{\text{نسبة المتغیر الأول X نسبة المتغیر الثانی}}{\text{الارتفاع عند نقطة التقسیم}}$ 
 $\frac{161 \, \text{رث} = \frac{0.000 \, \text{X}}{1,1719} \times \frac{0.000 \, \text{X}}{0.000 \, \text{X}}$ 
 $\frac{0.000 \, \text{X}}{1,1719} \times \frac{0.000 \, \text{X}}{0.000 \, \text{X}}$ 
 $\frac{0.000 \, \text{X}}{0.000 \, \text{X}}$ 
 $\frac{0.000$ 

ولقد تمكن دنالاب Dunlap من تعديل القانون السابق ووضعه في الصورة التالمة:

$$\frac{1}{3} \times \frac{1}{9}$$

فمتوسط المتغير الأول (م أ) = ٣,٨٤٨ أما متوسط المجموعة الكلية (م) =

$$+ r,o = 1 \times \cdot, voh + r,o = 1 \times \frac{41}{17 \cdot} + r,o$$
  
 $1,roh = \cdot, voh$ 

$$\frac{.00}{4 \times 100} \times \frac{1,700 - 7,010}{2} = \frac{.00}{100}$$

$$1,£1 \cdot \times \frac{\cdot,£1 \cdot -}{1,1714} = 0$$

$$\cdot,£4A = 1,£1 \cdot \times \cdot, \texttt{mor} = 0$$

حصل الباحث على الأرقام التالية لمتغيري الترقية والجزاءات. والمطلوب حساب معامل الارتباط الثنائي بين المتغيرين.

المجموع	٥	í	٣	۲	١	التوقية الجزاءات
11	4	72	۱۳	٨	۱۲	وقعت عليهم جزاءات لم توقع
01	17	47	٥	٤	۲	عليهم جزاءات
14.	47	٥٠	1.4	۱۲	1 £	المجموع

طبق مقياس للحكم على صلاحية مجموعة من الافراد للعمل، وفي الوقت نفسه استخدم محكا خارجيا للحكم على هذه الصلاحية. والمطلوب حساب معامل صدق هذا المقياس ذلك باستخدام معامل الارتباط الثنائي، ويمكن من الجدول النالى الوصول الى هذا:

الجموع	٥	£	٣	۲	١	مقياس الجزاءات المحك الخارجي
٥٤	-	۲	10	**	٩	لم توقع عليهم جزاءات وقعت عليهم
77	_	٦	٣٠	44	٨	الجزاءات
14.		٨	£O	٥٠	17	المجموع .

# الفصل السادس حساب دلالة معاملات الارتباط

بعد أن درسنا كيفية الحصول على معامل الارتباط بين متغيرين. فان معامل الارتباط لا تكون له قيمة ، الا اذا كان دالا Singniticant والدلالة تعني ان هناك علاقة حقيقية بين هذين المتغيرين اللذين ندرس حقيقة العلاقة بينها . ونحن نستطيع ان نحسب دلالة معاملات الارتباط التي نصل اليها بالطريقة التالية :

- ١ تحديد عدد أفراد العينة التي نويد حساب العلاقة او الارتباط بين متغيرين
   قيسا فيها ، وعدد الافراد هذا نرمز له بالرمز « ن » .
- س نأخذ درجة الحرية ونبحث امامها تحت النسبتين (٠,٠)، (٠,٠) فاذا كان معامل الارتباط (اي الرقم الذي حصلنا عليه) اقل من القيمة الموجودة تحت أي من هاتين النسبتين كل على حدة فانه في هذه الحالة لا يكون دالا أي لا يدل على علاقة حقيقية بين المتغيرين اللذين نبحث عن حقيقة العلاقة بينها . أما اذا كان الرقم الذي حصلنا عليه أي معامل الارتباط مساوي او يزيد عن أي من القيمتين الموجودتين تحت النسبتين الموجودتين تحت النسبتين . . . . . . ) فان هذا يدني ان معامل الارتباط دال احصائيا .
- إذا كان معامل الارتباط له دلالة عند ١٠,٠ قان هذا يعني ان نسبة الثقة فيه ٩٩٪، وأن نسبة الشك في هذا المعامل تساوي (١٪). اما اذا
   كان له دلالة عند (٠,٠٥) قان هذا يعني أن نشبة الشك في هذا المعامل

٥٪ بينها نسبة الثقة فيه تساوي ٩٥٪.
 ونعرض فيها يلي لجدول معاملات الارتباط:

•,•1	·,··	(۲ ـ ن)	•,• ١		
	٠.٣٨٨			٠,٠٥	(ن ـ ۲)
	,,,,,,,	71	1,	944	١
•,٤٨٧	٠,٣٨١	70	٠,٩٩٠	+,40+	۲
٠,٤٧٨	٠,٣٧٤	41	•,409	٠,٨٧٨	"
٠,٤٦٣	٠,٣٦١	47	۱۷ر۹	٠,٨١١	٤
٠,٤٥٦	٥٥٣,٠	74	۰,۸۳٤	٠,٧٠٧	٦
٠,٤٤٩	•,٣٤٩	۳۰	۰,۲۹۸	٠,٦٦٦	٧
٠,٤١٨	٠,٣٢	40	٠,٧٦٥	•,777	٨
٠,٣٩٣	٤ • ٢,٠	í·,	٠,٧٣٥	٠,٦٠٢	٩
•,477	٠,٢٨٨	10	۰,۲۰۸	·,077.	15
+,401	٠,٣٧٣	٥٠	٠,٦٨٤	٠,٥٥٣	11
•,440	٠,٢٥٠	7.	•,771	٠,٥٣٢	١٢
٠,٣٠٢	•,٢٣٢	٧٠	137,0	٠,٥١٤	١٣
-, 444	٠,٢١٧	٨٠	٠,٦٢٣	1.597	11
۱ ۱۳۲۸۰	+,7 + 0	4.	٠,٦٠٦	,	10
107,402	.,190	1	,09-	٠,٤٦٨	17
+,444	٠,١٧٤	140	-,040	,٤٥٦	14
٠,٢٠٨	٠,١٥٩	10.	150,0	٠,٤ 1 1	١٨
+,1£A	٠,١١٣	7	-,014	٠,٤٣٣	19
٠,١٢٨	٠,٠٩٨	2	٠,٥٢٦	٠,٤١٣	71
٠,١١٥	•,• ۸۸	0	•,010	1,1.1	**
٠,٠٨١	٠,٠٦٢	1	٠,٥٠٥	٠,٣٩٦	44

ولكي تتضح طريقة الحكم على معامل الارتباط وعما اذا كان له دلالة ام لا، فاننا نعطي المثال التالي:

طبق اختبار للتحصيل الدراسي على مجموعة مكونة من (٤٧) طالبا من طلاب مدرسة الصناعات الزخرفية، وطلب من الباحث حساب معامل الارتباط بين مستوى التحصيل ومتغير السن لدى هؤلاء الطلاب ولقد حصل الباحث على معامل ارتباط يساوي (٠,٣٨٠) ولكي نعرف عها اذا كان هذا المعامل يدل على علاقة حقيقية بين متغيري السن والتحصيل الدراسي أم لا . . فاننا نحسب درجة الحرية وهي هنا تساوي  $2 - 7 = 2 \cdot 0$ . ونقوم بالكشف عن دلالة معامل الارتباط الذي وصلنا اليه نجد أنه يتجاوز قيمة الرقم الموجود تحت (٠,٠٠) وكذلك القيمة الموجودة تحت (٠,٠٠) . وهذا يعني ان هذا الرقم دال عند مستوى ثقة (٠,٠٠) ، أي أنه يدل على علاقة حقيقية بين هذين المتغيرين . .

## الفصل السابع مقاييس الدلالة اختيار « ت » test «t»

يستخدم اختبار «ت» كوسيلة لمعرفة حقيقة الفرق بين مجموعتين، وعما اذا كان هذا الفرق فرقا جوهريا . . . اي له دلالة Significance احصائية ام لا فاذا كان له دلالة احصائية فمعنى هذا ان هذا الفرق فرق حقيفي أما اذا كان الفرق ليس جوهريا ، أي ليس حقيقيا فان هذا يعني ان هذا الفرق سوف يختفى عند اجراء هذا البحث عدة مرات . .

وعند استخدام اختبار (ت) لمعرفة مدى دلالة الفرق بين متوسطي عينتين مختلفتين في العدد فاننا نستخدم المعادلة التالية بــ

$$\frac{\frac{\gamma_1-\gamma_1}{\gamma_2}}{\frac{\gamma_2}{\gamma_1-\gamma_2}}=\frac{1}{\gamma_2}$$

ويلاحظ هنا اننا نطرح من (ن) رقم واحد فقط. أي (ن - ١).

واليك مثالين يتبين منهما كيفية الحصول على قيمة «ت» كذلك طريقة الكشف عن هذه القيمة وهل لها دلالة احصائية ام لا. أي هل «ت» تدل على وجود فرق حقيقى ام فرق يرجع لظروف التطبيق...؟

لقد اجرى باحث دراسة على مجموعتين من الطلبة والطالبات استخدم فيها اختبارا لقياس القدرة الموسيقية فكانت درجاتهم على النحو التالي:

				<u> </u>
كحَ	ك ح	ح	ك	ف
7.8	11 -	۲ —	Y	٥
٨	۸ —	<b>1</b> —	٨	١.
صفر	ِ صفر	صفر		١٥
1.	١.	•	1.	۲.
77	١٨	۲	4	40
44	٣٣	۴	11	٣٠
141	71		0.	
	77		[ 	
	<u> </u>			

$$0 \times \cdot, \forall \lambda + 1 \forall, 0 = 0 \times \frac{\forall 4}{0 \cdot} + 1 \forall, 0 = 0$$

$$71,\xi \cdot = r,q \cdot + 1V,0 = \rho$$

$$7(\cdot,VA) - r,TV = g \circ \frac{\overline{(Yq)} - 1A1}{0 \cdot 0} \circ = g$$

$$7(\cdot,VA) - r,TV = g \circ r,TV,V = g$$

$$7(\cdot,VA) - r,TV = g \circ r,TV,V = g$$

$$8 = 0 \times r,TV,V = q \circ r,TV,V = g$$

الطالبات

ك حَ '	ك حَ	خ	9	ف
45	14-	۲ —	٦	٥
٦	٦	, <b>1</b> —	٦	۱٠
صفر	صفر	صفر	٨	10
٧	٧	١	٧	۲۰
٦٠	٣٠	۲	10	40
177	0 £	٣	11	٣٠
709	14-		7.	
	41			
	٧٣			

$$\gamma = 0.71 + \frac{77}{1} \times 0 = 0.71 + 717.1 \times 0$$

$$\frac{\overline{r(1,r1v)-\epsilon,r1v}}{\sigma} = \epsilon = \frac{\overline{r(vr)}-\frac{r0q}{7}}{\sigma} = \epsilon$$

(ت) ليس لها دلالة عند أي من (٠,٠١) أو (٠,٠٥) كذلك طبق هذا الباحث اختبارا لقياس المكانة السوسيومترية بين مجموعتين 122

منساوينين من الطلبة والطالبات وكانت درجاتهم على النحو التالي، والمطلوب حساب قيمة (ت) للتأكد من وجود فرق حقيقي بين المجموعتين ام لا..؟

الطلبة:

ك حَ٢	ك حَ	ػ	ك	ف
41	14-	۲	٩	٥
14	14	. 1—	14	١.
صفر	صفر	صفر	٣	10
١٠	1 •	<b>\</b>	١.	۲٠
71	14	۲	٦	. 40
٨٢	۳۰ —		٤٠	
	44 +			
	۸-			

### الطالبات:

<del></del>				•
ك ح٢	ك حَ	ځ	ట	ف
۲.	1. —	۲ —	٥	٥
٩	۹	1-	٩	1.
صفر	صفر	صفر	14	10
11	11	١	11	۲٠
<u>,                                    </u>	٤	. ٢	۲	40
1 A	19 —		<u>i.</u>	
	10 +			
	<u>i</u> –			

عينة الطلبة 
$$0 \times (\cdot, \tau -) + 1 \times 0 = 0 \times (\cdot, \tau -) \times \times (\cdot,$$

$$17.0 = 1 - 17.0 = 0$$

$$\frac{\overline{\Upsilon(\Lambda-)} - \frac{\Lambda\Upsilon}{1}}{1} = \delta$$

$$r(\cdot, r - ) - r \cdot \delta = \delta$$

$$\overline{\cdot,\cdot i}$$
  $0$   $0$   $0$   $0$ 

$$\forall y, \forall \lambda \lambda 0 = 1, \xi 1 \forall y \rangle \times 0 = \overline{Y, \forall 1} \setminus 0 = \xi$$

### عينة الطالبات:

$$o \times (\cdot, \cdot -) + 1 \lor, o = o \times \frac{i -}{i \cdot} + 1 \lor, o = f$$

$$1 \forall v, - = \cdot, \circ - \qquad 1 \forall v, \circ = (\cdot, \circ -) + 1 \forall v, \circ = \varepsilon$$

$$\frac{\overline{Y(\underline{\imath} - )} - \underline{\imath} \wedge \overline{\lambda}}{\underline{\imath} \cdot \sqrt{1 - 1}, \overline{\nu}} = \varepsilon$$

$$0 = \overline{Y(\underline{\imath} - )} - \overline{\lambda} \wedge \overline{\lambda} = \varepsilon$$

$$0 = \overline{Y(\underline{\imath} - )} - \overline{\lambda} \wedge \overline{\lambda} = \varepsilon$$

$$0 = \overline{\lambda} \cdot \overline{\lambda} \cdot \overline{\lambda} = \varepsilon$$

$$0 = \overline{\lambda} \cdot \overline{\lambda} \cdot \overline{\lambda} = \varepsilon$$

$$0 = \overline{\lambda} \cdot \overline{\lambda} \cdot \overline{\lambda} = \varepsilon$$

وبما أن عدد أفراد العينتين واحد، أي (٤٠) فاننا نستخدم المعادلة

$$\frac{77 - 17}{2^7 + 2^7 + 3^7 +$$

$$\frac{1 \vee - 17,0}{7(0,20) + 7(\vee, \cdot 4)} = \frac{1 \vee - 17,0}{1 - 2 \cdot}$$

$$\frac{\frac{\cdot,0}{\sqrt{9,9}\sqrt{1}}}{\sqrt{9,9}\sqrt{1}} = \frac{\frac{\cdot,0}{\sqrt{9,9}\sqrt{1}\sqrt{1}}}{\sqrt{9,9}\sqrt{1}\sqrt{1}\sqrt{1}\sqrt{1}} = \frac{\cdot,0}{\sqrt{1,9}\sqrt{1,9}\sqrt{1}\sqrt{1}}$$

$$\vec{r} = \frac{\overline{\cdot, 0} - \overline{\cdot, 0}}{1, \xi + 1} = \frac{\overline{\cdot, 0} - \overline{\cdot, 0}}{1, \cdot 0 \cdot 1} = \vec{r}$$

ليس لها دلالة عند اي من مستويات الدلالة.

### حساب الدلالة

ولكن كيف تم لنا الكشف عن دلالة (ت) أو عدم دلالتها ؟

في المثال الاول كانت قيمة (ت) تساوي ١,٢٠٢ بدرجة حرية ١٠٨ لقد قمنا بالنظر في الجدول التالي عند درجة الحرية (١٠٨) تحت مستوى (٢٠٠٥)، (٢٠٠١) فتبين ان قيمة ت في الجدول عند (٢٠٠٥) تساوي ١,٩٨ وهذه تفوق القيمة التي حصلنا عليها، وبذلك فان القيمة (٢,٢٠٢) التي حصلنا عليها تـؤكـد عـدم وجـود دلالـة ـ أي ليس هنـاك فـرق بين المجموعتين في السمة المقاسة بينهما وهذا هو ما حدث بالنسبة للمثال الثاني والذي حصلنا فيه على قيمة (ت) وكانت تساوي ٩٤٠٠.

نسبة الاحتالات

٠,٠١	٠,٠٢	•,•0.	٠,١٠	٠.٥٠	رجات الحرية
					(ن ـ ٣)
ت = ۱۳٫٦٦	ت = ۲۱٫۸۲	ت = ۲٫۷۱۰	ت = ٦,٣٤	ت=٠٠٠,١	1
4,4 4	٦,٩٦	٤,٣٠	4,94	٠,٨١٦	۲
۵,۸٤	1,01	۳,۱۸	۲,۳٥	۰,٧٦٥	٣
٤,٦٠	۳,۷٥	۲,٧٨	۲,۱۳	٠,٧٤١	Ĺ
1,• 4	۳,۳٦	7,07	۲,۰۲	٠,٧٢٧	0
۳,۷۱	۳,Ì ٤٠	7,20	1,92	٠,٧١٨	٦
۳,0 ۰	۳,۰۰	۲,۳٦	1,9 •	٠,٧١١	Y
. ٣,٣٦	۲,۹۰	7,71	١,٨٦	٠,٧٠٦	٨
7,70	۲,۸۲	7,77	١,٨٣	٠,٧٠٣	4
. 4,14	۲,۷٦	۲,۲۳	١٨٨١	٠,٧٠٠	' <b>1 •</b>
۳,۱۱	۲,۷۲	۲,۲۰	1,4 •	+,797	11
۳,۰٦	1, ř, 7	۲,۱۸	1,74	٠,٦٩٥	11
۳,۰۱	7,70	7,17	1,77	٠,٦٩٤	۱۳
T,9.A	7,77	7,12	1,77	٠,٦٩٢	11
7,90	۲,٦٠'	7,18	1,40	•,741	١٥
7,97	7,01	7,17	1,40	.,14.	٠ ١٦
Y,4 ·	7,04	7,11	٠,١٧٤	•,784	17
7,44	7,00	۲,۱۰	1,74	.,7,0	١٨
7,47	7,0 2	Y, + 4	١,٧٣	.,714	19
Y,A £	7,04	7, • 4	1,77	٠,٦٨٧	۲.

٠,٠١	•,• ٢	•,•0	•.1•	۰,٥٠	درجات الحوية (ن ـ ٣)
۲,۸۳	7,07	۲,۰۸	1,77	٠,٦٨٦	71
7,87	7,01	4,+4	1,77	•,٦٨٦	7 Y
۲,۸۱	۲,٥٠	Y, • V	1,71	•,٦٨٥	74
۲,۸۰	4,29	۲,٦	1,71	٠,٦٨٥	72
4,44	4.21	۲,۰٦	1,71	•,786	40
۲,٧٨	,,£A	۲,۰٦	۱,۷۱	•,782	77
7,77	7,17	4,00	1,7:	•,782	77
۲,۷٦	7,27	7,+0	١,٧٠	٠,٦٨٣	7.4
۲,۷٦	۲,٤٦	۲, - ٤	١,٧٠	٠,٦٨٣	79
4,40	7,17	۲,۰٤	۱,۲۰	۳۸۶,۰	٣٠
7,77	7,11	۲, • ۳	1,74	٠,٦٨٢	70
4,41	4,24	۲,•۲	1,74	٠,٦٨١	٤٠
7,79	۲,٤١	۲,•۲	۱,٦٨	٠,٦٨٠	£O
۲,٦٨	۲,1 ۰	۲,۰۱	۱٫٦٨	•,774	0.
7,77	7,44	۲,۰۰	۰٫٦٧	٠,٦٧٨	٦٠
7,70	۲,۳۸	. 4,	1,74	•,774	٧٠
7,71	۲,۳۸	1,44	1,77	•,777	۸٠
7,78	7,77	1,99	1,77	٠,٦٧٧	۹.
7,77	7,77	1,91	1,77	٠,٦٧٧	1
7,77	7,47	1,41	1,77	٠,٦٧٦	140
17,71	4,40	1,41	1,77	٠,٦٧٦	10+
۲,٦٠	7,40	1,44	1,70	1,770	7
7,09	7,72	1,44	1,70	1,770	***

٠,٠١	۰,۰۴	٠,٠٥	•,1•	•,0 •	درجات الحرية ( ن - ۳ )
7,09	۲,۳٤	1,47	1,70	٠,٦٧٥	1
7,09	۲,۳۳	1,97	1,70	٠,٦٧٤	0
4,01	۲,۳۳	1,97	1,70	٠,٦٧٤	1
7,01	۲,۳۳	1,47	1,70	٠,٦٧٤	

## الفصل الثامن تحليل التباين

#### Analysis of Variance

يهدف تحليل التباين الى قياس دلالة الفروق بين مجموعتين او اكثر ، وعما اذا كانت هذه الفروق ، ان وجدت ، راجعة الى اختلاف حقيقي بين هذه المجموعات وليس راجعة الى ظروف التجربب (التطبيق) او الى المصادفة .

ويتميز تحليل النباين عن اختبار «ت» في ان هذا الاخير يحاول كشف النقاب عن القروق بين بجموعتين، بين الذكور والاناث مثلا . . الخ ويقوم تحليل التباين على اساس الحصول على نسبة (ف) F. ratio» التي تول اليها والتي هي محك الحكم في ضوء الجدول الذي وضعه Snedecor .

وعلى سبيل المثال فهناك ثلاثة مجموعات من الطلاب المنتسبين لمستويات اجتماعية مختلفة والمطلوب معرفة اذا ما كان هناك فرق بين هذه المجموعات الثلاثة بسبب تباين المستوى الاقتصادي ام لا

( جــ)	(ب)	(1)
٨	٦	٧
Y	٨	٨
11	٥	, <b>4</b>
١٠	Ĺ	٦
4	٣	٥
مج == 20 م == 4	مج == ۲٥	مج == ٣٥
م == ٥	م = ه	٠= ٢

اذا اردنا الحصول على نسبة ف F. ratio فعلمنا أولا: حساب منوسطات المجموعات الثلاثة كل على حدة:

فمتوسط المجموعة الاولى 
$$=\frac{70}{0}$$
 =  $0$ 

$$q=rac{10}{0}=rac{10}{0}$$
 كذلك فان متوسط المجموعة الثالثة

ثانيا:

حساب المتوسط الحسابي العام (اي المتوسط الحسابي لمجموع المتوسطات الثلاثة) وهو يساوي هنا:

$$V \frac{T1}{r} = \frac{q + 0 + V}{r}$$

ثالثا:

حساب النباين العام General variance اي مجموع مربعات انحواف القيم في كل مجموعة عن المتوسط العام:

$$(V-V)^{+}$$

#### رابعا :

حساب التباين داخل المجموعات اي حساب مربع انحراف القيم داخل المجموعات عن متوسطها الحسابي وهو يساوي مجموع مربعات الفروق بين قيم المجموعة ومتوسطها الحسابي.

يلاحظ ان مجموع انحرافات القيم عن المتوسط العام يساوي ( ٧٤) وهذا هو محموع مربعات انحراف المتوسطات الفرعية عن المتوسطالعام في عدد الافراد اي ( ٨ × ٥) تساوي ( ٤٠) زائد مجموع انحراف القيم داخل المجموعات عن متوسطها الحسابي وجمذا يساوي ( ٧٤).

#### سادسا:

حساب درجات الحرية Degrees of freedom

رب) درجة الحرية داخل المجموعات 
$$=$$
 عدد المجموعة الاولى  $-$  المجموعة الثالثة  $-$  ا اي  $+$  عدد المجموعة الثالثة  $-$  ا اي  $+$  ن  $+$  ن

$$r_0 = \frac{1}{r} = 1$$
. التباين بين المجموعات

$$\gamma, \gamma = \frac{\gamma \epsilon}{1 \gamma} = \frac{\gamma \epsilon}{1 \gamma}$$
 التباین داخل المجموعات

$$v, \cdot v = \frac{r \cdot}{T, \Lambda T} = \frac{r \cdot l \cdot l \cdot l}{r \cdot l \cdot l \cdot l} = F. ratio نسبة ف F. ratio داخل المجموعات داخل المجموعات$$

ويمكن ان نكون الجدول التالي:

التباين التقديري	درجات الحرية	جموع الموبعات	: مصدر التباين
۲.	۲	٤٠	بين المجموعات
۲,۸۳	١٢	٣٤	داخل المجموعات
77,88	. 1 2	٧٤	المجموع الكلي

وبالكشف عن قيمة (ف) نجد ان «ف» ليس لها دلالة اي ان الفرق هنا ليس فرقا حقيقيا . . .

طبق احد الباحثين في علم النفس الاجتماعي استبيانا للاتجاهات على اربعة بحموعات فكانت درجاتهم على النحو التالي والمطلوب معرفة هل هناك فرق حقيقى في الاتجاهات بين هذه المجموعات ام لا . . .

د	>-	ب	į
70	70	۳۸	**
777	۲,	٤٢	١٦,
71	44	۳۵	70
١٩	79	., ٣٦	٣٥
**	٤١	۳۷	۲.
44	٣٤	٤.	٣٤
٤٤	٣٧	٤١	٣٨
۲.	7.8	٣٩	77
77	40	80	٣٧
۱۷	2 7	٣٧	۲١

نبدأ أولا بحساب المتوسط الحسابي لكل مجموعة على جدة:

متوسط المجموعة الاولى 
$$=\frac{\gamma}{\gamma}$$

$$m_{\Lambda} = \frac{m_{\Lambda}}{1} = m_{\Lambda}$$
 عتوسط المجموعة الثانية

منوسط المجموعة الثالثة 
$$= \frac{rr}{1} = rr$$
 متوسط المجموعة الزابعة  $= \frac{rr}{1} = rr$ 

كذلك يحسب المتوسط العام (وهو يساوي مجموع المتوسطات الاربعة:

$$r \cdot = \frac{\gamma r \cdot}{\epsilon} = \frac{\gamma r + r r + r \lambda + r \nu}{\epsilon} =$$

ثم نقوم بحساب التباين العام (وهو يساوي مجموع مربعات انحراف القيم في كل مجموعة عن المتوسط العام:

كذلك نحسب التباين بين المجمسوعات اي حساب مربعات انحراف المتوسطات الفرعية عن المتوسط العام (وهذا يساوي مجموع مربعات الفروق في الرسنة)

ثم حساب التباين داخل المجموعات اي حساب مربع انحراف القيم داخل المجموعات عن متوسطها الحسابي (وهو يساوي مجموع مربعات الفروق بين قيم المجموعة ومتوسطها الحسابي:

بعد ذلك نحسب درجات الحرية. فدرجة الحرية بين المجموعات تساوي عدد المجموعات = 1 الحرية = 1

أما درجة الحرية داخل المجموعات فتساوي عدد المجموعة الاولى -1 وعدد المجموعة الثانية -1 وعدد المجموعة الثانية -1 اى -1 المرابعة -1 اى -1 المرابعة -1 اى -1 المرابعة -1

أما درجة الحرية الكلية فتساوي عدد القيم — ١ = ٤٠ — ١ = ٣٩ ويمكن ان نكون الجدول التالي:

التباين التقديري	درجات الحرية	مجوع الموبعات	مصدر التباين
. ٤٨٦,٦٧	٣	157.	بين المجموعات
· 44,44	٣٦	1 • 4 5	داخل المجموعات
010,49	44	7191	المجموع الكلي

وبالرجوع لجدول ف الذي وضعه Snedecor فاننا نجد ان قيمة ف ذات الدلالة عند (٠,٠١) تنحصر بين ٢,٩٢، ٢,٨٤ وعند نسبة (٠,٠١) بين الدلالة عند (٤٥١، ٤٥١ ولما كانت نسبة ف التي حصلنا عليها تفوق هذه النسب جميعها فهي بذلك تدل على وجود فروق حقيقية بين هذه المجموعات الاربعة في الاتجاهات.

ولكن علينا أن نسأل اي المجموعات هي السبب في زيادة التباين بين المجموعات عن التباين داخل المجموعات الى هذا الحد؟ . علينا في هذه الحالة لنتبينا حقيقة الامور ان نقوم بحساب معامل (ت) بين كل مجموعتين اي حساب (٦) معاملات في هذه الحالة اي بين المجموعة الاولى والثانية والرابعة ، والاولى والرابعة ، المجموعة الثانية والثالثة ، والثانية والرابعة .

وبحساب قيمة (ت) للمجموعات الاربعة توصلنا للجدول التالي:

الدلالة عند ٠,٠١	الدلالةعند( ٠,٠٥)	قيمة ت	المجموعات
لما دلالة	لما دالآلة	£, \ + £	7.1
ليس لها دلالة	ليس لها دلالة	1,74	7.1
ليس لها دلالة	ليس لها دلالة	1,84	٤،١
ليس لما دلالة	ليس لما دلالة	7,51	4, 4
גענג או גענג	או גצע	17,71	2,7
א נצוג	لما دلالة	0,81	٤٠٣

والمجموعتين الثالثة والرابعة هي المجموعات التي كانت قيمة ت اكبر قيمة بالنسبة للقيم كلها وبذلك يتبين ان هناك فروق حقيقية في الاتجاهات وان كانت المجموعات الاولى والرابعة يمكن ان يكونا ذات اتجاهات واحدة وليس بينها فروق وكذلك الامر بين المجموعات الثانية والرابعة ...

تمارين:

١ - احسب نسبة (ف) من الدرجات التالية ليتبين ما اذا كان هناك فرق بين
 المجموعات الاربعة ام لا . .

3	جـ	ب	1
*	۲	٣	٥
٣	۲	٥	λ
٣	٣	٥	٨
۳	۲	٣	0

٢ - طبق اختيار ادائي بسيط على مجموعة مكونة من ثلاثة مجموعات والمطلوب
 التأكد من وجود فرد ذو دلالة بين في اداء هذه المجموعات الثلاثة:

-	ب	Í
٣	٦	1.
۲ ۲	٧	Y
Y	٤	1.
Y	Ĺ	14
٦	4	١٢
<b>Y</b>	4	11

## فهرس الكتاب

### صفحة

Y	المقدمةا
÷	الفصل الأول
٩	المتغيرات المستمرة والمتغيرات المتقطعة
١.	التوزيعات التكرارية
11	خطوات عملة الجدولة
١٤	جدولة التكرار النسبي
۱٥	بيان التكرار المتجمع الصاعد للتكرارات وللنسب المئوية
Î	التكرار المتجمع الصاعد للتكرارات
17	وللنسب المئوية للأوزان ٤٠ طالباً
۱۷	التمثيل البياني ـ خطوات رسم المدرج التكراري
١٨	خطوات رسم المضلع التكراري
١4	المنحنى الصاعد
۲.	خطوات رسم المنحني الصاعد
	۷۱ نماک ۷۱ جوری للمنعصبات
۲.	۱) المنحنى الاعتدالي
71	٢) المنحنيات الملتوية
۲۲	٣) المنحنيات ذات القمتين
	174

### الفصل الثاني

40	مقاييس النزعة المركزيةنالله المركزية المركز
۲٧	المتوسط الحسابي
۲۹	استخراج المتوسط الحسابي
٣.	حساب المتوسط باستخدأم متوسط فرضي المتوسط باستخدام
٣٣	حساب المتوسط الحسابي في حالة القيم المتقطعة
٣٩	كيف تقوم بحساب الوسيط من توزيع تكراري
٤٢	المتوال
٤٤	حساب المنوال بالرسم من التكرار الممهد
٤٧	متى يفضل استخدام مقاييس النزعة المركزية
	الفصل الثالث مقايس التشتتمقايس التشتت
٥١	مقاييس التشتت
٥٢	المدى المطلق
0 £	نصف المدى الربيعي
٥٥	كيف نحسب الربيع الادنى والربيع الأعلى
9	الربيع الأدني والربيع الإعلى
1.	ألانحراف المتوسطا
14	حساب الانحراف المتوسط من جدول تكراري
<b>/ \</b>	الانحراف المعياريالانحراف المعياري
1	حساب الانحراف المعياري من جدول تكراري
١.	مقارنة بين مقايبين التشتت
۱۲	غارين عامة المنين المسترانين المس

### الفصل الرابع

۸٧	العيناتا
٨٨	أنواع العينات ـ العينة العشوائية ـ العينة المقيدة
٨٩	العينة الطبقية ـ الدرجة المعيارية
44	الخصائص الاحصائية للدرجة المعيارية
34£	المتين المتين
	الفصل الخامس
١٠١	معاملات الارتباط
۲.۳	معامل ارتباط الرتب
١١.	معامل ارتباط بیرسون
112	معامل ارتباط بيرسون باستخدام المتوسط الفرضي
110	معامل ارتباط بیرسون من جدول مزدوج
118	جدول ارتباط مزدوج
119	أمثلة
140	معامل التوافق
177	معامل فاي
141	معامل الارتباط الثنائي
144	الانحراف المعياري (ع) للمجموعة الكلية
	الفصل السادس
144.7	رحساب دلالة معاملات الارتباط

## الفصل السابع

١٤١	<ul> <li>مقاییس الدلالة _ اختبارات «ت،</li> </ul>
١٤٨	محساب الدلالة
۱٤′۹	انسة الاحتالات
	الفصل الثامن
۱۵۳	تحليل التباين

# تم محمدالله